

Zihin Gezinmesi Ölçeklerinin Türkçeye Uyarlanması: Bir Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması

Sevgi Sezgin¹ Galip Yüksel²

Öz

Bu çalışmanın amacı bireylerin zihin gezinmelerinin ölçülmesine yönelik üç ayrı ölçeği, lise öğrencilerinin zihin gezinmelerinin ölçülmesinde kullanılmak üzere Türkçeye uyarlamaktır. Araştırmanın çalışma grubunu 2019-2020 öğretim yılında Ankara ilinde sınavsız öğrenci alan resmi Anadolu liselerinde okuyan 254 öğrenci oluşturmuştur. Ölçeklerin yapı geçerliğinin doğrulanması amacıyla doğrulayıcı faktör analizi (DFA) ve açımlayıcı faktör analizi (AFA) kullanılmış ve ayrışım geçerliği için de dikkati düzenleyebilme alt ölçeği ile korelasyonları hesaplanmıştır. Ölçümlerin güvenilirliğinin belirlenmesinde ise Cronbach alfa iç tutarlık katsayıları ve Spearman-Brown iki yarı test korelasyonları incelenmiştir. DFA ve AFA sonuçları Zihin Gezinmesi Ölçeği (ZGÖ), Zihnin İstemli Gezinmesi Ölçeği (ZİGÖ) ve Zihnin İstemsiz Gezinmesi Ölçeği'nin (ZİZGÖ) orijinal formlarındaki tek faktörlü yapılarının doğrulanması için yeterli bulgulara ulaşıldığını göstermiştir. Ölçek toplam puanlarının dikkati düzenleyebilme alt ölçeğinin toplam puanlarıyla yaptığı korelasyonlar ise sırasıyla -.71, -.28 ve -.70 olmuştur. Güvenirlik için hesaplanan iç tutarlık katsayıları sırasıyla ZGÖ'de .75, ZİGÖ'de .75 ve ZİZGÖ'de ise .89 gibi kabul edilebilir düzeydedir. Ölçeklerin iki yarı test korelasyonları ise sırasıyla .71, .72 ve .86 olarak bulunmuştur. Sonuç olarak araştırmanın bulguları bu ölçeklerin lise öğrencilerinin zihin gezinmesini ölçmek için büyük ölçüde kabul edilebilir psikometrik özellikler gösterdiğini ortaya koymuştur.

Anahtar Sözcükler: Zihin gezinmesi, zihnin istemli gezinmesi, zihnin istemsiz gezinmesi, dikkat, lise öğrencisi

Abstract

The purpose of this study was to adapt three different scales for measuring individuals' mind wandering into Turkish in order to measure the mind wandering of high school students. The participants of the study consisted of 254 students in public Anatolian high schools enrolling the students without exams in Ankara in the 2019-2020 academic year. Confirmatory factor analysis (CFA) and exploratory factor analysis (EFA) were performed for the construct validity of the scales and Pearson correlations with the sub-scale of attention regulation were calculated for the divergent validity. In determining the reliability of the measurements, Cronbach's alpha internal consistency coefficients and Spearman-Brown split-half test correlations were examined. Results from CFA and EFA revealed that the acceptable values were produced to confirm the original one-factor structure of Mind Wandering Questionnaire (MWQ), the Mind Wandering: Deliberate (MW-D), and the Mind Wandering: Spontaneous (MW-S) scales. The correlations of these scales' total scores with the attention regulation scores were -.71, -.28, and -.70, respectively. The internal consistency coefficients calculated for reliability were at acceptable levels such as .75 in MWQ, .75 in MW-D, and .89 in MW-S. Moreover, the split-half test correlations of the scales were found as .71, .72, and .86, respectively. Consequently, the results indicated that the scales generally showed favorable psychometric properties to measure high school student mind wandering.

¹ Sevgi Sezgin, Doktora Öğrencisi, Gazi Üniversitesi, sevgi__sezgin@hotmail.com

² Galip Yüksel, Prof. Dr. Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesi, gyuksel@gazi.edu.tr

Keywords: Mind wandering, spontaneous mind wandering, deliberate mind wandering, attention, high school student

Giriş

Geçtiğimiz yıllar boyunca araştırmacılar, dikkatin dış görevlerden uzaklaştığında ve daha özel, içsel bir bilinç akışına doğru yöneldiğinde ortaya çıkan düşünce ve görüntülere çeşitli isimler vermişlerdir (McMillan, Kaufman ve Singer, 2013). Konuyu ele alan araştırmalarda bu olgu, görev ilgisiz düşünce (*task-unrelated thought*), görev ilgisiz imaj ve düşünce (*task-unrelated images and thoughts*), çevrede olanla ilgiyi yitirme (*zone outs*), zihin patlaması (*mind pops*) ve hayal kurma (*daydreaming*) gibi bazı farklı yapılar bağlamında ele alınmıştır. Zihin gezinmesinin (*mind wandering*) zihinsel süreçlerin hemen her alanında görülebilmesine karşın, belli bir döneme kadar psikolojide büyük ölçüde göz ardı edilmesinin olası nedenlerinden biri, söz konusu bu araştırmalar arasındaki kavram farklılıkları olmuştur (McMillan vd., 2013; Smallwood ve Schooler, 2006). Bu araştırmaların çoğunluğunda, söz konusu kavramın dikkatin birincil bir görevden, geçmiş yaşantılar gibi içsel bilgilere doğru kayması olarak ifade edilen temel karakteristik özelliklerine değinilmiştir. Sonraki yıllarda bu olgu, Smallwood ve Schooler, (2006) tarafından, ortak, anlaşılabilir bir terim oluşturmak ve psikoloji literatüründe bu araştırmaların durumuna katkıda bulunmak amacıyla zihin gezinmesi olarak adlandırılmıştır.

Günlük yaşamda yapılan bir işle ilgili olarak yalnızca o göreve odaklanılan durumlar deneyimlenir. Bu durum dikkatin göreve odaklandığı (*task focus*) anlamına gelir. Bu sürece bazı durumlarda içsel olarak üretilen düşünceler (*self-generated*) eşlik edebilir. Başka bir ifadeyle, mevcut andaki görevle ilgili olarak zihinde o görevle ilişkili düşünceler üretilebilir. Bu durumda da yine dikkat odağı görevle ilgili konularda sürmektedir. Bazen dışsal çevreden gelen bir uyarıcı nedeniyle dikkat dağılabilir ve bu nedenle dikkat yürütülmekte olan görevden geçici olarak ayrılır. Bu durumlardan farklı olarak bazen de dikkat odağı, yürütülmekte olan görevden herhangi bir dışsal uyarana gerek olmaksızın ayrılır ve görevden bağımsız içsel olarak üretilen düşüncelere (*task-unrelated self-generated thought*) kayar (Smallwood, Fishman ve Schooler, 2007). Başka bir ifadeyle bireyler, yürütücü kontrolün görevini yeterince yerine getiremediği, içsel düşünce, fantezi, duygu veya derin düşünceler yoluyla zihnin yürütmekte olduğu görevden uzaklaştığı durumlar yaşarlar. Bu anlar, dikkatin algısal bilgiden ayrılması ve içsel düşüncelere bağlanması olarak düşünülür (Smallwood ve Schooler, 2006). Düşüncelerin eldeki görev üzerinde odaklanmayı sürdüremediği ancak diğer konular arasında geniş ölçüde ve istemsiz olarak dağılması durumu zihin gezinmesi olarak tanımlanır (American Psychological Association [APA], 2015, s. 655). Zihin gezinmesi, bilişsel süreçlerde yürütücü kontrolün birincil görevden ayrılarak kişinin içsel hedeflerine doğru kaymasıdır (Smallwood

ve Schooler, 2006). Genellikle bilinçsizce yapılan bir olgu olarak kabul edilen zihin gezinmesi (Singer, 1975; Wammes, Seli, Cheyne, Boucher ve Smilek, 2016), birey mevcut göreve odaklanmak için en üst düzeyde çaba gösterse ya da elinden geleni yapsa bile ortaya çıkabilen bir durum olarak görülebilir (Wammes vd., 2016).

Bilinç çalışmalarında kaydedilen metodolojik ilerlemeler, bilincin bilimsel olarak daha da kabul görmesini sağlamış, bu değişim zihin gezinmesi ile ilgili yapılan araştırmaların sıklığını artırmıştır (Smallwood ve Schooler, 2015). Zihin gezinmesinin dikkatin birincil görevden içsel alanlara doğru kaydığı bir süreç olduğunu ifade eden ve dolayısıyla dikkatin göreve odaklandığında kullanılan bilişsel-zihinsel kaynakların zihin gezinmesi sürecinde de kullanıldığını belirten yaklaşımlarla birlikte (Smallwood ve Schooler, 2006), bunu yürütücü kontrolün bir işleminden ziyade başarısızlığı olarak gören görüşler (McVay ve Kane, 2010) de bulunmaktadır. Ayrıca zihin gezinmesinin günlük yaşamda bu kadar geniş bir yaygınlığa sahip olmasından yola çıkarak, bu durumun yalnızca bir hata olmadığını, belki de sistemin doğasında bulunduğunu, türlerin devamı için gereken yaratıcılık ve gelecek planlama gibi olumlu çıktılarının olduğunu ifade eden yaklaşımlar da bulunmaktadır (Ergas, 2018; Smallwood ve Schooler, 2006). Zihin gezinmesinin nedenlerine ve sürecine ilişkin farklı bakış açılarıyla çeşitli yaklaşımlar ortaya atılmakla birlikte tüm bu yaklaşımların birleştiği ortak görüş dikkatin öğrenmeyi en üst düzeye çıkarmak için gereken sınırlı bilişsel kaynaklardan beslendiği ve zihin gezinmesinin de bu sınırlı kaynakların kullanımını gerektirmesinden dolayı performansı olumsuz etkilediği ve yaşamın her alanında performans üzerinde etkileri olduğudur. Bu nedenle bilişsel sistemin kaynak yönetimini en iyi şekilde tahsis eden bir mekanizmaya sahip olması, bilişsel kaynakların mevcut hedeflerle en çok ilgili alanlarda kullanılması önemlidir (Gazzaley ve Rosen, 2019; Pachai, Acai, LoGiudice ve Kim, 2016). Doğru bilişsel stratejilerle, yapılan iş ya da görev bilinçli olmayı gerektirdiğinde görev odaklı olmak, yaratıcı olmayı gerektirdiğinde ise zihin gezinmesi ile doğru bir dengenin sağlanması önemlidir (Mooneyham ve Schooler, 2013; Pachai vd., 2016).

Son yıllarda zihin gezinmesi eğitim alanında araştırmacıların giderek daha fazla ilgisini çeken bir konu olmuş ve sınıf ortamında bu konunun araştırıldığı çalışmalar yapılmıştır. Bunlar arasında zihin gezinmesinin ölçümünde kullanılan yöntemlerin birbiriyle ilişkisinin ders ortamında incelenmesi (Varao-Sousa ve Kingstone, 2019) ve zihin gezinmesi ile okuduğunu anlama ve akademik benlik kavramları arasındaki ilişkilerin incelendiği çalışmalar (Desideri, Ottaviani, Cecchetto ve Bonifacci, 2019) bulunmaktadır. Yine aynı şekilde zihin gezinmesinin okuma, anlama, genel akademik yeterlik, problem çözme ve geleceği planlama ile ilişkisi (Pachai vd., 2016), zihin gezinmesi ve okuduğunu anlama ilişkisinde işler bellek kapasitesi, ilgi ve motivasyon (Unsworth ve McMillan, 2013), günlük yaşamda ve sınıfta zihin gezinmesi ile azim arasındaki ilişkiyi (Ralph, Wammes, Barr ve Smilek, 2017), zihin gezinmesinin düzeyi üzerinde ders tasarımının etkisini (Wammes ve Smilek, 2017) araştıran

çalışmalar, bu kavramın eğitim ve öğrenme sürecindeki önemine işaret etmektedir. Söz konusu bu araştırmalarda, eğitim alanında yaşanan zihin gezinmesi farklı değişkenlerle ilişkilendirilerek elde edilen bulgular sayesinde kavramın derinlik ve genişliğinin artırılmasına yönelik öneriler sunulmaktadır.

Zihin gezinmesinin farklı ortamlarda çeşitli şekillerde değerlendirilmesi önemli ve karmaşık bir konudur. Örneğin, ders süresince yerinde oturma ve bir sınava hazırlanma gibi eğitim etkinlikleri tipik olarak sürdürülebilir dikkat ve odaklanma gerektirir. Bununla birlikte kahvaltı yapma ya da elektronik posta kutusundaki mesajları inceleme gibi eğitsel olmayan günlük işler yoğun bir dikkat ve odaklanma gerektirmeyebilir. Bu anlamda zihin gezinmesinin sonuçlarının bağlamsal olduğu ifade edilebilir. Örneğin, eğitim sürecinde dikkat gerektiren görevler sırasında yetersiz dikkatin olumsuz sonuçları, günlük hayatta büyük ölçüde otomatik gerçekleşen görevlerdeki dikkat yetersizliğinin sonuçlarından daha önemli olabilir. Ayrıca mevcut ya da gelecek bir kişisel deneyim hakkında düşünme gibi zihinsel etkinlikler herhangi bir bağlamda zihin gezinmesi olarak kabul edilebilirken, bu durum başka bir ortamda böyle görülmebilir. Üstelik zihin gezinmesi herhangi bir durumda performansı etkilerken başka bir durumda etkilemeyebilir (Szpunar, Moulton ve Schacter, 2013).

Zihin gezinmesi genellikle kendiliğinden ortaya çıkan istemsiz tek bir yapı olarak düşünülmekle birlikte bu bilişsel deneyimin iki özel türe ayrılacağı öne sürülmüştür: *İstemsiz ve istemli zihin gezinmesi* (Robison ve Unsworth, 2018; Seli, Risko ve Smilek, 2016a). Örneğin, bir öğrenci derse dikkatini yoğunlaştırarak ciddiyetle çalışıyor olmasına rağmen düşünceleri istemeden başka konulara yönelebilir. Bu durum istemsiz (*spontaneous/unintentional*) zihin gezinmesine örnek olarak verilebilir. Başka bir öğrenci ise dersi son derece ilgisiz bulduğu için derse dikkatini yoğunlaştırmak yerine hafta sonunu nasıl geçireceğine yönelik planlar yapabilir. Bu durum da istemli (*deliberate/intentional*) zihin gezinmesine bir örnektir (Robison ve Unsworth, 2018).

Zihin gezinmesini anlamak için istemli zihin gezinmesinin göz önünde bulundurulmasının öneminden bahseden çalışmalar (Marcusson-Clavertz ve Kjell, 2019; Seli, Risko ve Smilek, 2016b) bu olgunun farklı bağlamlarda incelenmesine katkıda bulunmuştur. Zihnin istemsiz gezinmesi, hayal kurmanın (*daydreaming*) alt boyutlarından zayıf dikkat kontrolü ile güçlü bir ilişki gösterirken, suçluluk/başarısızlık korkusu ile daha zayıf, orta düzeyde bir korelasyon göstermiş, buna karşın zihnin istemli gezinmesi pozitif yapıcı hayal kurma stili ile güçlü bir korelasyon sergilemiştir. Zihnin istemsiz gezinmesi genel anksiyete bozukluğu semptomlarını yordarken zihnin istemli gezinmesi beş faktör kişilik modelinin deneyime açıklık boyutunu yordamıştır (Marcusson-Clavertz ve Kjell, 2019). Yapılan başka bir çalışmada olumsuz bir duygu durumunun yürütülen göreve ilişkin dikkati azalttığı ve görevle ilgisiz kişisel kaygıları artırdığı yönünde sonuçlar bulunmuştur (Smallwood, Fitzgerald, Miles ve Phillips, 2009).

Zihin gezinmesinin günlük yaşamda yürütülen görevler esnasında ne sıklıkla yaşandığı ve bunun mutlulukla ilişkisinin araştırıldığı Killingsworth ve Gilbert (2010) tarafından yapılan bir çalışmada, katılımcıların %46.9'unun o an yapmakta olduğu şeylerden farklı konularda düşündüğünü ifade ettiği ve insanların zihinlerinin yaptıkları şeyden bağımsız olarak sık sık gezindiği belirtilmiştir. Bireylerin yaşamında bu denli yer kaplayan zihin gezinmesini erken yaşlarda azaltmaya yönelik girişimler bireylerin hem akademik performansını hem de yaşam kalitesini iyileştirmeye yardımcı olabilir. Zihin gezinmesinin doğru zamanlarda (örneğin, birincil görev nispeten kolay olduğunda) ve doğru konularda (örneğin, gelecek planlaması ve yaratıcılığı artırabilecek üretken konularda) potansiyel faydalarının da göz önünde bulundurulması gerekir (Mrazek, Phillips, Franklin, Broadway ve Schooler, 2013). Dolayısıyla özellikle okul çağındaki bireylerin kendi zihin gezinmelerine ilişkin oluşturacakları kişisel bir farkındalık öğrenme odaklı görevlerde kendi bilişsel kontrollerini sağlamada önemli yararlar sağlayabilir.

Ergas (2018), sınıf içerisinde öğrencinin eğitim süreciyle ilişkisini dört kategori halinde sınıflandırmıştır: *Açık öğrenmeye katılma* (sınıfta parmak kaldırarak söz alma, diğer öğrencinin ya da öğretmenin açıklamasını dikkatlice dinleme, vb.), *gizli öğrenmeye katılma* (derste konu ile ilgili düşünme, sınıf içi duyguları ve duyuları deneyimleme, birinin cevabının doğruluğunda memnuniyet, arkadaşının soruya verdiği cevaba ilişkin düşünme, vb.), *açık ilişkisiz faaliyet* (konu ile ilgili olmayan sosyal etkileşimler, arkadaşı ile konuşma, bir başkasına not gönderme, vb.), *gizli ilişkisiz faaliyet* (öğretilen konu ile ilgisi olmayan zihinsel yaşamları deneyimleme, arkadaşları ile geçirdiği hafta sonunu düşünme, vb.). Birinci ve ikinci grup genelde öğretmenlerin sınıf içerisinde öğrencilerin yaptıklarını umdukları katılım düzeyi olurken, üçüncü grup sınıf yönetimi alanında ele alınan ve istenmeyen davranışlar olarak görülür. İlk üç kategori eğitim kuram, uygulama ve araştırma alanının temel odak noktası olurken son kategorinin genelde ihmal edildiğini belirtmektedir.

Zihin gezinmesi eğilimlerinin kısa ve psikometrik olarak güçlü bir şekilde ölçülmesi, dikkatle ilgili konularda temel veya uygulamalı araştırma yapan uygulamacılar için yararlı olabilir (Marcusson-Clavertz ve Kjell, 2019). Bu olgunun her yönüyle araştırılması, çeşitli değişkenlerle ilişkisinin ortaya konması, bundan sonra yapılacak zihin temelli çalışmalarda önemli kazanımlar sağlayabilir. Bireylerin öğrenmelerinde temel ve başlatıcı bir unsur olan dikkat kontrolü süreçlerinde zihin gezinmesinin olası olumlu ve olumsuz etkilerini azaltabilecek ve yeniden yönlendirebilecek yollar önermek amacıyla bu kavramın olumsuz ve potansiyel olumlu etkilerinin araştırılması önemlidir. Doğru alanlarda, uygun teknikler ve doğru zamanlama ile zihin gezinmesinin yönetimine ilişkin etkili stratejilerin geliştirilmesi, öğrencilerin öğrenme ve başarı düzeylerinin artırılmasına katkıda bulunabilir. Dolayısıyla zihin gezinmesi eğilimlerinin psikometrik bir şekilde ölçümü, dikkat ile ilgili yapılacak çalışmalarda ve öğrenmede niteliğin artırılmasında, bu süreçlerin taraflarına önemli bir yol gösterici

olabilir. Bu çıkarımlar önemli ölçüde zihin gezinmesi olgusunun doğru tanımlanmasına ve etkili şekilde ölçülebilmesine bağlıdır. Sonuç olarak zihin gezinmesinin ölçülmesine yönelik geliştirilecek ya da uyarlanacak ölçme araçlarının literatüre teorik ve pratik boyutlarda katkısının olacağı belirtilebilir.

Zihin Gezinmesinin Ölçülmesi

Zihin gezinmesi aralıkları araştırmacıların doğrudan dışarıdan sundukları bir uyarımdan ziyade büyük ölçüde spontan süreçlere bağlıdır. Bu nedenle, zihin gezinmesinin deneysel araştırmaları, bu kavramı bilimsel bir şekilde ölçmek ve değerlendirmek için üstesinden gelinmesi gereken bir takım özel zorlukları da beraberinde getirir (Smallwood ve Schooler, 2015). Ayrıca zihin gezinmesi bilimsel olarak sayısallaştırılmaz ancak düşünce örnekleme ve anketler kullanılarak incelenebilir. Zihin gezinmesine ilişkin araştırmalar; zihin gezinmesinin ne düzeyde kararlı ve tutarlı bir kişilik özelliği olduğunu, karakterle ve durumla ne derecede bağlantısının bulunduğunu, işlem kapasitesi ve işleyen bellek ile ilişkisinin nasıl olduğunu kapsar (APA, 2015, s. 655).

Zihin gezinmesinin araştırılmasında *elektroensefalogram* (EEG) yoluyla beyin dalga işaretleri ve göz izleme yoluyla görsel dikkat dahil olmak üzere bu olgunun nesnel ölçümlerine yönelik çeşitli yöntemler kullanılmıştır (Pachai vd., 2016). Göz izleme, zihin gezinmesini saptamak için nesnel bir yaklaşım olarak önem kazanmıştır. Araştırmacılar, katılımcıların zihin gezinmesi yaşadıkları zamanlarda görevde oldukları anlara göre anlamlı düzeyde daha fazla göz kırptıklarını bulmuşlardır (Smilek, Carriere ve Cheyne, 2010). Ancak EEG'de olduğu gibi, göz izlemeyi kullanan zihin gezinmesi araştırmaları henüz emekleme aşamasındadır ve sadece okuma etkinlikleri ya da görevleri için kullanılmıştır. Zihin gezinmesine ilişkin nesnel ölçüm yaklaşımları henüz erken aşamalarda olduğundan araştırmacılar diğer yöntemleri kullanmaya devam etmektedir (Pachai vd., 2016).

Zihin gezinmesinin araştırılmasında en yaygın olarak kullanılan yöntem, bireylerin kontrollü bir deneysel ortamda bir görevi tamamlarken onların içsel deneyimlerini değerlendirmeyi amaçlayan *düşünce örnekleme*dir (*thought sampling*). Benzer bir yaklaşım olan deneyim örnekleme (*experience sampling*) yöntemi ise ekolojik olarak geçerli bir ortamda öznel deneyimi değerlendirir (Smallwood ve Schooler, 2006). Son yıllarda, bireylerin şu anda görevde mi yoksa görev dışı mı (örneğin, zihin gezinmesi) olup olmadıklarını sormak amacıyla bu kişilerin yaptıkları işi kesintiye uğratmak suretiyle zihin gezinmesini ölçme yöntemi hızla yayılmaktadır (Varao-Sousa ve Kingstone, 2019; Weinstein, 2018). Türkiye'de zihinsel dalgınlığın simülatör sürüş performansı üzerindeki etkisinin konu alındığı Dünder (2015) tarafından yapılan yüksek lisans tezinde zihin gezinmesi düşünce örnekleme yöntemiyle ölçülmüştür.

Zihin gezinmesinin ölçümünde kullanılan bir diğer yöntem de özellik düzeyinde (*trait-level*) zihin gezinmesinin ölçümünde kullanılan ölçme araçlarıdır. Bunlardan ilki Mrazek ve diğerleri (2013) tarafından geliştirilmiş olan Zihin Gezinmesi Ölçeğidir (ZGÖ) (*Mind Wandering Questionnaire [MWQ]*).

Zihin gezinmesinin beş maddeli Likert tipi bir derecelemede ölçüldüğü bu aracın örneklem grubunu ortaokul, lise ve üniversite öğrencileri oluşturmuştur. Söz konusu ölçek çeşitli araştırmalarda ve farklı kültürel örneklerde (Chiorri ve Vannucci 2019; Desideri vd., 2019; Ostojic-Aitkens, Brooker ve Miller, 2019; Schubert, Frischkorn ve Rummel, 2019) kullanılarak eğitim ve okul bağlamını da içeren bazı değişkenlerle ilişkilendirilmiştir. İtalya'da yapılan bir çalışmada Desideri ve diğerleri (2019), öğrencilerin zihin gezinmesi ile sınav kaygısı, akademik benlik kavramı ve okuduğunu anlama becerisini ilişkilendirmişlerdir. Devlet liselerinde öğrenim gören 272 ergen üzerinde yapılan bu çalışmada beş maddelik ZGÖ kullanılmış ve ölçeğin iç tutarlık katsayısı .83 olarak bulunmuştur. Benzer şekilde Trigueros, Aguilar-Parra, Alvarez ve Cangas (2019) tarafından yapılan bir çalışmada ilgili ölçek İspanya'da öğrencilere uygulanmış ve ölçeğin hedef kültüre uyarlaması yapılmıştır. Söz konusu çalışmada 13-19 yaş grubu ortaokul ve lise öğrencilerinde zihin gezinmesi ile kaygı ve öğretmen değişkenleri arasındaki ilişkiler incelenmiştir.

İlgili literatür incelendiğinde, zihin gezinmesinin ölçülmesine yönelik geliştirilen diğer bir ölçek çalışması da Carriere, Seli ve Smilek (2013) tarafından yapılmıştır. Zihnin İstemli Gezinmesi (ZİGÖ) (*Mind Wandering: Deliberate [MW-D]*) ve Zihnin İstemsiz Gezinmesi (ZİZGÖ) (*Mind Wandering: Spontaneous [MW-S]*) ölçekleri olarak adlandırılan bu iki ölçek dörder maddeden oluşan Likert tipi ölçeklerdir. İlgili yazarlar bu ölçekleri 17-82 yaş grubu gibi geniş bir aralıktaki bireyleri kapsayacak şekilde kullanmışlardır. Ayrıca bu ölçeklerin bazı çalışmalarda (Mowlem, Agnew-Blais, Pingault ve Asherson, 2019; Seli, Maillat, Smilek, Oakman ve Schacter, 2017), 16 yaşındaki bireylere uygulandığı da görülmektedir. Başka bir çalışmada (Seli, Beaty, Marty-Dugas ve Smilek, 2019) ise söz konusu ölçeklerin 15 yaşındaki bireylere de uygulandığı görülmektedir. Bu ölçekler genellikle 15 yaş ve üzerindeki bireylere uygulanmış olmakla birlikte ilgili literatür incelendiğinde bazı çalışmalarda (Frick, Asherson ve Brocki, 2020; Mrazek vd., 2013), 8-12 yaş grubundaki çocukların da zihin gezinmesini geçerli bir şekilde bildirebildikleri ifade edilmektedir.

Literatürde ZİGÖ ve ZİZGÖ araçları kullanılarak farklı yaş gruplarına yönelik ya da bu araçların psikometrik özelliklerine ilişkin kültürler arası bazı çalışmalar yapılmıştır (Chiorri ve Vannucci 2019; Golchert vd., 2017; Marcusson-Clavertz ve Kjell, 2019; Ostojic-Aitkens vd., 2019; Ralph vd., 2017; Robison ve Unsworth, 2018; Schubert vd., 2019; Seli, Carriere, Levene ve Smilek, 2013; Seli vd., 2016a). Marcusson-Clavertz ve Kjell (2019), yaptıkları iki ayrı çalışmada bu ölçeklerin ilk olarak iki hafta arayla kararlılığını test etmişlerdir. Daha sonraki çalışmada ise ölçeklerin genel kaygı bozukluğu semptomları, açıklık ve sosyal beğenirlik ile ilişkileri incelenmiştir. Çalışmada ölçeklerin iki faktörlü yapısının tek faktörlü yapıya göre daha iyi bir uyum gösterdiği sonucuna varılmıştır. Güvenirlik katsayıları birinci çalışmada zihnin istemsiz gezinmesinde .81 olurken, zihnin istemli gezinmesi için .86 olarak bulunmuştur. İkinci çalışmada ise bu değerler sırasıyla .82 ve .90 olarak hesaplanmıştır. Bu

çalışmada ölçeklerin kabul edilebilir bir psikometrik özellik gösterdiği belirtilmektedir. Bununla birlikte Yamaoka ve Yukawa (2019), ZİGÖ ve ZİZGÖ'nün Japonca versiyonunu geliştirmişlerdir. Çalışmalarında ölçeklerin orijinal formlarının benzer şekilde doğrulandığı sonucuna varmışlardır. Bununla birlikte elde edilen ölçümlerin güvenilirliği ve geçerliği anket verilerine ek olarak deneysel veriler kullanılarak da doğrulanmıştır. Japonya için uyarlanan versiyonlarından elde edilen ölçümlere dayanarak ölçeklerin kabul edilebilir bir güvenilirlik ve geçerliğe sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte Chiorri ve Vannucci (2019), ZİGÖ ve ZİZGÖ'nün iki farklı form olarak zihnin istemsiz ve istemli gezinmesinin ölçümünde ve zihin gezinmesinin iki türünün ayırt edilmesinde kullanılabileceğini belirtmektedirler. Bu ölçeklerin İtalyanca versiyonlarının psikometrik özelliklerinin ölçüldüğü üç farklı uygulamada ZİGÖ için hesaplanan güvenilirlik katsayıları .84, .76 ve .86 şeklinde bulunmuştur. ZİZGÖ için hesaplanan Cronbach alfa iç tutarlık katsayıları ise .77, .73 ve .84 şeklindedir. Bütün bu sonuçlar bir arada değerlendirildiğinde, söz konusu ölçeklerin farklı kültürlerde yapılan uyarlama çalışmalarında yeterli düzeyde geçerlik ve güvenilirlik sonuçlarının rapor edildiği görülmektedir.

Türkiye'de bu konunun araştırıldığı çalışmalara bakıldığında Aksoy (2019) tarafından yapılan ve aşırı zihinsel gezinmelerin dikkat eksikliği hiperaktivite bozukluğu ve bipolar bozukluk olgularında incelenmesi ve karşılaştırılması amacıyla yapılan bir doktora tezi bulunmaktadır. Bu çalışmada Aşırı Zihinsel Gezinme Ölçeği (*Excessively Mind Wandering Scale*) Türkçeye uyarlanmıştır. Bu ölçek zihin gezinmelerinin DEHB'nin patogenezinde nasıl bir etkisinin olduğunu ve bunun tanıdaki potansiyel rolünü belirleyebilmek amacıyla, Asherson tarafından 2016 yılında geliştirilmiştir. Ölçek 12 maddeden oluşan Likert tipi bir kendini değerlendirme ölçeğidir.

Yukarıdaki değerlendirmeler ışığında zihin gezinmesinin farklı yöntemlerle ölçümünün mümkün olduğu görülmektedir. Çalışmaların amaç ve yaklaşımlarına göre zihin gezinmesinin ölçülme biçimi farklılık göstermekle birlikte söz konusu olgunun geçerli ve güvenilir araç ve yöntemlerle ölçülmesi yönündeki çaba ve arayış yoğun şekilde devam etmektedir. Bu çalışmada zihin gezinmesinin Türkiye'de lise öğrencileri örnekleminde geçerli ve güvenilir şekilde ölçülmesine yönelik üç farklı dereceleme ölçeğinin Türkçeye uyarlanması amaçlanmıştır.

Yöntem

Araştırmanın bu başlığı altında katılımcılara ve veri toplama araçlarına ilişkin detaylı bilgiler sunulmuştur.

Katılımcılar

Çalışmanın örneklemini Ankara ilinde sınavsız öğrenci alan iki Anadolu lisesinde 9 ve 10. sınıflarda öğrenim gören 254 öğrenci oluşturmaktadır. Bu öğrencilerin 100'ü erkek (%39.4) ve 154'ü kızdır (%60.6). Dokuzuncu sınıfta olanların sayısı 124 (%48.8) ve 10. sınıftakilerin sayısı ise 130 (%51.2)

olmuştur. Araştırmaya katılan öğrencilerin yaşları 13 ile 17 arasında değişmektedir (Yaş ortalaması = 14.79, $S = .71$). Bu yaş grubu, ilgili literatürde belirtildiği üzere zihin gezinmesini anlamlandırma ve geçerli olarak raporlama konusunda uygun görülmektedir. Araştırmanın etik açıdan uygunluğu Gazi Üniversitesi Ölçme Değerlendirme Etik Alt Çalışma Grubu tarafından değerlendirilmiş ve araştırmanın yapılmasında etik açıdan bir sakınca olmadığı yönünde onay alınmıştır.

Veri Toplama Araçları

Araştırmacı tarafından ölçüklerin yazarlarıyla yazışmalar yapılarak Türkçeye uyarlanması için gereken izinler alınmıştır. Katılımcıların zihin gezinmelerini ve bunun istemli ve istemsiz formlarını ölçmek amacıyla hazırlanan bu üç ölçüğün öncelikle alanında uzman beş öğretim elemanı tarafından ayrı ayrı İngilizceden Türkçeye çevirileri yapılmıştır. Ardından bu çeviri formları alanında uzman 11 öğretim elemanı tarafından madde madde değerlendirilmiş ve üzerinde en çok görüş birliğine varılan madde çevirileri ile ölçük formu hazırlanmıştır. Son olarak Türkçe alanında uzman bir öğretim üyesi tarafından Türk dili ve anlatımı bakımından gözden geçirilerek ölçüğe son şekli verilmiş ve küçük bir öğrenci grubu üzerinde uygulanarak ifadelerin anlaşılabilirlik düzeyi kontrol edilmiş ve uygulamaya hazır hale getirilmiştir.

Zihin Gezinmesi Ölçeği (ZGÖ). Ölçeğin orijinal formu Mrazek ve diğerleri (2013) tarafından geliştirilmiş ve genel zihin gezinmesinin ölçülmesi için kullanılmıştır. Ölçek Likert tipi beş maddeden oluşmakta ve 6'lı dereceleme düzeyinde puanlanmaktadır. Ölçek maddelerinin puanlanmasında *hiçbir zaman* (1) ve *her zaman* (6) aralığı kullanılmaktadır. Ölçeğin tek boyutlu yapısının açıkladığı toplam varyans %63.16 olarak bulunmuştur. Maddelerin faktör yükleri .71 ile .85 arasında değişmiştir. Ölçeğin Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı .85 olarak hesaplanmıştır. Ölçekten alınan puanların yüksekliği zihin gezinmesi eğiliminin yüksek olduğunu göstermektedir. Ölçeğin örnek iki maddesi şu şekildedir: "Basit ya da tekrarlı işlere odaklanmada ve bunu sürdürmede zorluk yaşıyorum.", "Okuma sırasında metinden koptuğumu fark eder, metni yeniden okumaya başlarım."

Zihnin İstemli Gezinmesi Ölçeği (ZİGÖ). Ölçeğin orijinal formu Carriere ve diğerleri (2013) tarafından geliştirilmiştir. Bu ölçek Likert tipi dört maddeden oluşmaktadır. Ölçek, günlük yaşamda zihnin istemli gezinmesinin ölçülmesi amacıyla kullanılır. Ölçeğin örnek iki maddesi şu şekildedir: "Düşüncelerimin gezinmesine bilerek ve isteyerek izin veririm.", "Zihnin gezinmesinin can sıkıntısından kurtulmak için iyi bir yol olduğunu düşünürüm." Bu ölçek, 7'li Likert tipi bir ölçektir. Ölçeğin 1, 2 ve 4. maddeleri için *nadiren* (1) ve *çok fazla* (7), 3. maddesi için ise *hiç doğru değil* (1) ve *tamamen doğru* (7) arasında değişen dereceleme kullanılmıştır. Katılımcılara "Günlük yaşamda zihninizin gezinme durumunu en iyi yansıtan seçeneği işaretleyiniz." gibi basit yönergeler verilmektedir. Ölçekten alınan yüksek puanlar günlük yaşamda zihnin istemli gezinmesi eğiliminin

yüksek olduğunu gösterir. Ölçeğin orijinal çalışmadaki üç ayrı alt çalışma için hesaplanan güvenilirlik katsayıları .90, .88 ve .84 olarak bulunmuştur.

Zihnin İstemsiz Gezinmesi Ölçeği (ZİZGÖ). Ölçeğin orijinal formu Carriere ve diğerleri (2013) tarafından geliştirilmiştir. Bu ölçek Likert tipi dört maddeden oluşmaktadır. Ölçek, günlük yaşamda spontan ya da istemsiz zihin gezinmesinin ölçülmesi amacıyla kullanılmaktadır. Ölçeğin örnek iki maddesi şu şekildedir: “Kendimi düşünceler arasında istemsizce gezinirken bulurum.”, “Zihnimin gezinmesini kontrol edemediğimi hissederim.” Bu ölçek, 7’li Likert tipi bir ölçektir. Ölçeğin 1, 2 ve 4. maddeleri için *nadiren* (1) ve *çok fazla* (7), 3. maddesi için de *neredeyse hiç* (1) ve *neredeyse her zaman* (7) seçenekleri kullanılmaktadır. Katılımcılara “Günlük yaşamda zihninizin gezinme durumunu en iyi yansıtan seçeneği işaretleyiniz.” gibi yönergeler verilmektedir. Ölçekten alınan yüksek puanlar günlük yaşamda zihnin istemsiz gezinmesi eğiliminin yüksek olduğunu gösterir. Ölçeğin orijinal çalışmadaki üç ayrı alt çalışma için hesaplanan güvenilirlik katsayıları .88, .84 ve .83 olarak bulunmuştur.

Beş Faktörlü Bilgece Farkındalık Ölçeği-Kısa Formu (BFBFÖ-K). Araştırma kapsamında uyarlanan ölçeklerin ayrışım geçerliğinin belirlenmesi amacıyla Tran, Glück ve Nader (2013) tarafından geliştirilen ve Türkçeye uyarlaması Ayalp ve Hisli Şahin (2018) tarafından yapılan Beş Faktörlü Bilgece Farkındalık Ölçeği-Kısa Formunun (BFBFÖ-K) dikkati düzenleyebilme alt boyutu kullanılmıştır. Orijinal çalışmada bu alt boyutun güvenilirlik katsayısının .71 olduğu ifade edilmiştir. Bu boyutta yer alan dört maddenin tümü tersine kodlanmaktadır. Maddeler bireylerde dikkati sürdürme gücü, dikkat dağınıklığı, dikkati odaklayamama ve dikkatin dağılması durumlarını ölçmektedir.

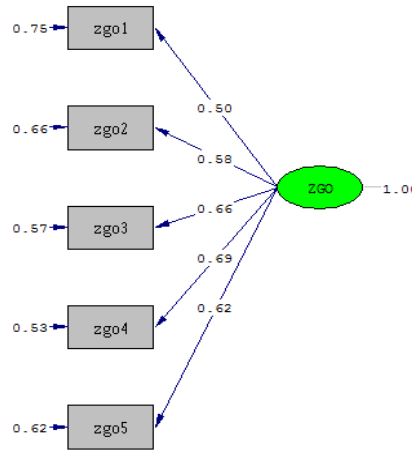
Bulgular

Öncelikli olarak ölçeklerin geçerlik ve güvenilirliklerini test etmek amacıyla örneklemden elde edilen ön uygulama verileri için uygun bir data seti oluşturulmuştur. Data setindeki her bir ölçek maddesi hatalı ve yanlış kodlama, boş değer, aykırı değer ve doğrusallık ile normallik gereklilikleri açısından incelenmiştir. Tek değişkenli ve çok değişkenli aykırı değerler açısından her bir ölçeğin data setinde gerekli ayıklamalar yapılmıştır. Veriler z standart puanlara dönüştürülmüş ve +3 ile -3 sınırları dışında kalan veriler aykırı değer olarak kabul edilerek analiz dışı tutulmuştur. Ayrıca tek değişkenli aykırı ya da uç değerlerin belirlenmesinde ölçek maddelerinin kutu grafiklerinden de yararlanılmıştır. Çok değişkenli aykırılık için de Mahalanobis uzaklıkları hesaplanarak ZGÖ için ki-kare değeri 11.07 ($p = .05$) ve ZİGÖ ile ZİZGÖ için ise 9.49 ($p = .05$) değerlerinin üzerinde bulunan veriler data setlerinden çıkarılmıştır. Bununla birlikte ölçek maddelerinin analiz öncesi incelenmesi amacıyla çok az sayıdaki kayıp değerlerin yerine EM algoritması yoluyla atama yapılmıştır. Verilerin normallik varsayımları için histogram grafikleri incelenmiş ve tüm değişkenler için çarpıklık ve basıklık katsayılarının +1 ile -1 aralığında kabul sınırları içinde olduğu sonucuna varılmıştır. Veri setleri analize hazır hale getirildikten sonra ölçeklerin faktör desenlerinin doğrulanması amacıyla doğrulayıcı faktör analizi

(DFA) uygulanmış, analizlere ilişkin yol şemaları, standartlaştırılmış katsayılar ve iyilik uyum indeksleri yorumlanmıştır.

Ölçeklerin DFA Sonuçları

Ölçek uyarlama çalışmalarında aracın yapı geçerliğinin test edilmesi amacıyla ilk olarak doğrulayıcı faktör analizi ile sürecin başlatılabileceği önerilmektedir. Söz konusu aracın faktör yapısının hedef kültürde korunup korunmadığının DFA ile test edilebileceği, DFA sonucunda aracın orijinal faktör yapısı doğrulanmıyor ya da yüksek uyum indeksleri elde edilemiyorsa açımlayıcı faktör analizi (AFA) ile hedef kültürdeki faktör deseninin keşfedilmesi yoluna gidilebileceği vurgulanmaktadır (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2012, s. 283-284). Bu çalışmada da öncelikle ZGO, ZİGÖ ve ZİZGÖ'nün faktör desenine ilişkin ilgili literatürde yeterli kuramsal açıklamalar ve doyurucu psikometrik sonuçlar sunulduğu için ölçeklerin yapı geçerliği DFA ile test edilmiştir. ZGÖ'nün faktör yapısının doğrulanmasına ilişkin yol şeması Şekil 1'de gösterilmiştir.

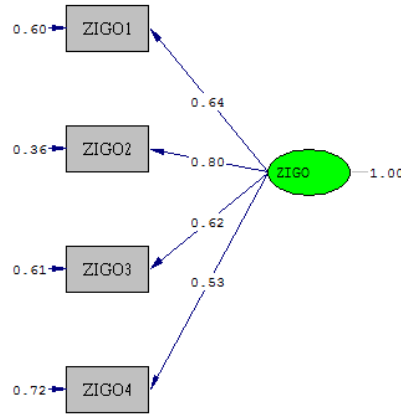


Chi-Square=11.19, df=5, P-value=0.04767, RMSEA=0.074

Şekil 1. ZGÖ'nün DFA sonuçlarına ilişkin yol şeması

Ölçeklerin yapı geçerliğinin doğrulanması amacıyla gerçekleştirilen DFA sonuçlarının yorumlanmasında yaygın olarak kullanılan uyum göstergeleri dikkate alınmıştır. Buna göre model uyumunun değerlendirilmesinde ki-kare (X^2), yaklaşık hataların ortalama karekökü (RMSEA), ki-kare değerinin serbestlik derecesine oranı (X^2 / sd), normlaştırılmış uyum indeksi (NFI), artık ortalamaların karekökü (RMR), standartlaştırılmış artık ortalamaların karekökü (SRMR), iyilik uyum indeksi (GFI) ve düzenlenmiş iyilik uyum indeksine (AGFI) ilişkin değerler kullanılmıştır. Söz konusu bu değerler açısından ZGÖ'nün tek faktörlü yapısal desenine ilişkin uyum indekslerinin mükemmel düzeyde olduğu sonucuna varılmıştır ($X^2 = 11.19$, $sd = 5$, $p = .048$, $RMSEA = .074$, $X^2 / sd = 2.238$, $NFI = .96$, $CFI = .98$, $RMR = .043$, $SRMR = .036$, $GFI = .98$, $AGFI = .94$).

DFA’da uyum indeksleri açısından ilk olarak modele ilişkin p değerinin anlamlı olup olmadığı incelenir. Bilindiği üzere p değerleri DFA’da örneklem büyüklüğüne duyarlı olması nedeniyle çoğu analizde anlamlı sonuçlar verebilmekte ve bu durum genellikle normal karşılanmaktadır. Çeşitli kaynaklar incelendiğinde ki-kare değerinin serbestlik derecesine oranının 2 ile 3 arasında olması mükemmel uyuma işaret etmektedir. Bununla birlikte RMSEA değerinin .08’den küçük olması iyi uyum, GFI ve AGFI değerlerinin .90’dan büyük olması iyi uyum, RMR ve SRMR değerlerinin .05’ten küçük olması mükemmel uyum, CFI ve NFI değerlerinin ise .95 ve üzerinde olması ise mükemmel uyuma işaret etmektedir (Çokluk vd., 2012, s. 324; Jöreskog ve Sörbom, 1993; Yılmaz ve Çelik, 2009). Söz konusu bu değerler genel olarak dikkate alındığında ZGÖ’nün DFA sonuçlarının mükemmel bir uyum olarak kabul edilebileceği düşünülmektedir. Bununla birlikte ZGÖ’nün gözlenen değişkenlerine ilişkin t -değerleri incelendiğinde tüm maddeler için bu değerlerin anlamlı olduğu ve ölçek maddelerinin faktör yük değerlerinin .50 ile .69 arasında değerler aldığı görülmüştür. Bu bağlamda gizil değişkenlerden gösterge değişkenlere çizilen tek yönlü oklar, doğrudan etkileri ya da kavramsal olarak nedensel etkileri gösterir ve bu değerler AFA’daki faktör yüklerine karşılık gelmektedir. Ayrıca standartlaştırılmış değerler dikkate alınarak gözlenen değişkenlerin hata varyansları da incelenmiş ve bu değerlerin kabul edilebilir sınırlar içinde olduğu sonucuna ulaşılmıştır. ZİGÖ’nün faktör yapısının doğrulanmasına ilişkin yol şeması Şekil 2’de gösterilmiştir.



Chi-Square=8.20, df=2, P-value=0.01655, RMSEA=0.112

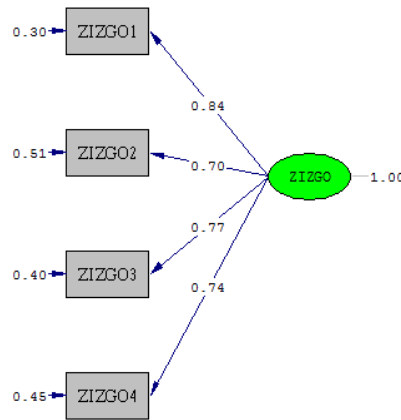
Şekil 2. ZİGÖ’nün DFA sonuçlarına ilişkin yol şeması

Şekil 2’deki sonuçlar değerlendirildiğinde ZİGÖ’nün tek boyutlu orijinal desenine ilişkin DFA sonuçlarının özellikle RMSEA (.112) açısından zayıf uyuma işaret ettiği ve modelin verilerle uyumunun bazı açılardan sorunlu olduğu görülmektedir ($X^2 = 8.20$, $sd = 2$, $p = .017$, $RMSEA = .112$, $X^2 / sd = 4.10$, $NFI = .97$, $CFI = .98$, $RMR = .12$, $SRMR = .035$, $GFI = .98$, $AGFI = .92$). İyi uyumunun bir göstergesi olarak ki-karenin serbestlik derecesine oranı kabul edilebilir düzeyde hesaplanmıştır. Ayrıca NFI, CFI, GFI ve SRMR değerlerinin mükemmel uyuma işaret etmesine karşın RMSEA ve RMR değerleri modelin bu açılardan zayıf uyum gösterdiği şeklinde yorumlanabilir. ZİGÖ’nün madde

faktör yük değerlerinin .53 ile .80 arasında değerler aldığı ve bu maddelere ilişkin *t*-değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur.

Madde faktör yükleri ve hata varyansları kabul edilebilir olmasına karşın modelin modifikasyon önerdiği ve bu durumda ZİGÖ3 ve ZİGÖ4 değişkenleri arasına eklenecek bir hata kovaryansının ki-kare değerinde 8.3'lük bir azalmaya neden olacağı anlaşılmıştır. Bunun üzerine ilgili modifikasyon uygulanarak yol şeması yeniden oluşturulmuştur. Bu durumda modelin iyilik uyum indekslerinin kabul edilebilir bir uyum vermediği ve özellikle ki-kare değerinin serbestlik derecesinden daha küçük olarak hesaplandığı ve CFI değerinin de 1.00 olarak bulunduğu görülmüştür. Buna göre yapılan modifikasyonun modelin uyumunda iyileşmeye katkıda bulunmadığı sonucuna varılarak modelin ilk halindeki orijinal değerleri rapor edilmiştir.

Doğrulayıcı faktör analizinde modelin iyilik uyumu için kullanılan ki-kare değerinin serbestlik derecesinden küçük olması durumunda RMSEA sıfır olarak hesaplanır. Bu sonuç modelin mükemmel uyum gösterdiği anlamına gelmez. Bunun nedeni RMSEA değerinin sıfır olması durumunda ki-kare değerinin sıfırdan farklı olabilmesidir. Ayrıca model uyumu için hesaplanan CFI değerinin de 1.00 bulunması yine modelin mükemmel uyum gösterdiği şeklinde yorumlanamaz (Kline, 2016; Sayın, 2014). Bununla birlikte modelin uyumuna ilişkin RMSEA değerlerinin tek başına yorumlanması oldukça sorunlu bir konudur. Göreli olarak çok küçük serbestlik derecesine sahip modellerin uyumunu değerlendirmek için RMSEA değerinin kullanılması, örneklem hacmi çok büyük olmadıkça, sorunlu ve potansiyel olarak yanıltıcıdır. Bu nedenle serbestlik derecesi küçük modellerde görülen büyük RMSEA değerleri tek başına modelin gözden çıkarılması için yeterli değildir. Bir bakıma modelin serbestlik derecesi küçük olduğunda araştırmacıların RMSEA değerlerini hesaplamaktan ve yorumlamaktan özellikle kaçınmaları önerilmektedir (Kenny, Kaniskan ve McCoach, 2015). ZİGÖ'nün faktör yapısının doğrulanmasına ilişkin yol şeması Şekil 3'te gösterilmiştir.



Chi-Square=7.82, df=2, P-value=0.02009, RMSEA=0.108

Şekil 3. ZİGÖ'nün DFA sonuçlarına ilişkin yol şeması

Şekil 3'teki sonuçlar değerlendirildiğinde ZİZGÖ'nün tek boyutlu orijinal desenine ilişkin DFA sonuçlarının RMSEA (.108) açısından zayıf uyuma işaret ettiği ve modelin verilerle uyumunun bazı açılardan sorunlu olduğu görülmüştür ($X^2 = 7.82$, $sd = 2$, $p = .020$, $RMSEA = .108$, $X^2 / sd = 3.91$, $NFI = .99$, $CFI = .99$, $RMR = .089$, $SRMR = .023$, $GFI = .98$, $AGFI = .92$). Modele ilişkin iyilik uyum indekslerinin çoğu mükemmel bir uyuma işaret ederken RMSEA değerinin kabul sınırından biraz yüksek çıktığı görülmüştür. ZİGÖ'de olduğu gibi burada da modele ilişkin önerilen modifikasyon yapıldığında benzer sorunlarla karşılaşmıştır. Modifikasyonun modelde iyileşme sağlamadığı görüldüğünden modifikasyon öncesi uyum değerlerinin raporlaştırılmasına karar verilmiştir. ZİGÖ'nün madde faktör yük değerlerinin .70 ile .84 arasında değerler aldığı ve bu maddelere ilişkin *t*-değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Daha önce belirtildiği gibi modele ilişkin RMSEA değerinin kabul edilebilir uyum sınırından biraz yüksek çıkması ve bu değer açısından zayıf uyuma işaret etmesi ölçekte yer alan madde sayısının azlığına ve örneklemin küçük olmasına bağlanabilir. Bilindiği üzere serbestlik derecesi düşük ve görel olarak küçük örneklemlerde RMSEA değeri yanıltıcı olabilmektedir. Bu nedenle modelin büyük çoğunlukla mükemmel uyum olarak kabul edilebilecek diğer uyum indeksleri dikkate alındığında ZİGÖ ve ZİZGÖ'nün orijinal desenlerindeki tek faktörlü yapıyı koruduğu söylenebilir.

Daha önce belirtildiği gibi ölçek uyarlama çalışmalarında yapı geçerliğinin test edilmesi amacıyla ilk olarak DFA başlanabileceği ve aracın faktör yapısının hedef kültürde korunup korunmadığının bu şekilde test edilebileceği, DFA sonucunda aracın orijinal faktör yapısı doğrulanmıyor ya da yüksek uyum indeksleri elde edilemiyorsa açımlayıcı faktör analizi (AFA) ile hedef kültürdeki faktör deseninin keşfedilmesi yoluna gidilebileceği önerilmektedir (Çokluk vd., 2012, s. 283-284). Bununla birlikte Erkuş'un (2007) ölçek geliştirme ve uyarlama çalışmalarında karşılaşılan sorunlara ilişkin çalışmasında, "Özellikle uyarlama çalışmalarında faktör analitik tekniklerle maddelerin incelenmesi çok daha fazla özen gerektirir. Psikolojik değişkenlerin çoğu kültüre bağımlıdır ve bu nedenle kültürlere "çeviri değil" "uyarlama" çalışmaları yapılır." şeklindeki görüşü doğrultusunda bu çalışmada ölçek uyarlamada DFA sonuçları büyük ölçüde kabul edilebilir kanıtlar üretmesine karşın ölçeklerin yapı geçerlikleri AFA ile de incelenmiştir. Ölçeklerin açımlayıcı faktör analizleri yapılarak Türk kültüründe faktör desenlerinin keşfedilmesinin çalışma açısından ayrıca değerli olacağı düşünülmüştür. Ölçeklere ilişkin AFA sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Ölçeklerin Açımlayıcı Faktör Analizi Sonuçları

Ölçekler*	Madde Sayısı	KMO	Bartlett X ²	Açıklanan Varyans (%)	Faktör Yükleri	
					En Düşük	En Yüksek
ZGÖ	5	.76	260.74	49.23	.62	.77
ZİGÖ	4	.73	223.91	56.47	.69	.82
ZİZGÖ	4	.80	422.11	68.75	.79	.87

* ZGÖ: Zihin Gezinmesi Ölçeği; ZİGÖ: Zihnin İstemli Gezinmesi Ölçeği; ZİZGÖ: Zihnin İstemsiz Gezinmesi Ölçeği

Tablo 1'deki veriler incelendiğinde 5 maddelik ZGÖ ölçeğinin faktör yüklerinin .62 ile .77 arasında değerler aldığı görülmektedir. Bununla birlikte 4 maddelik ZİGÖ'nün faktör yükleri .69 ile .82 arasında değerler alırken yine 4 maddeden oluşan ZİZGÖ'nün madde faktör yükleri .79 ile .87 arasında değişmiştir. Bu değerler DFA'daki nedensel etki katsayılarıyla karşılaştırıldığında büyük ölçüde benzerliklerin olduğu görülmektedir. İlgili kaynaklarda sosyal bilimler için .60 ve üzerinde bir KMO değerinin elde edilmesi ve Bartlett testinin anlamlı çıkması verilerin faktör analizi için uygun olduğuna işaret etmektedir (Büyüköztürk, 2016; Creswell, 2017). Verilerin faktör analizine uygunluğunu test etmek amacıyla Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) ve Bartlett Küresellik Testi sonuçları incelenmiş ve bu üç ölçek için de AFA'ya uygun olduğu sonucuna varılmıştır ($p < .05$). ZGÖ'de açıklanan toplam varyans %49.23 olarak bulunmuş ve ölçek orijinal formunda olduğu gibi tek faktörlü bir yapı göstermiştir. Bununla birlikte ZİGÖ için açıklanan toplam varyans %56.47 olarak hesaplanırken ZİZGÖ için açıklanan toplam varyans %68.75 olarak bulunmuştur. Bu açıklanan varyans değerleri tek faktörlü yapılar için yeterli kabul edilebilir.

Ölçeklerin Ayrışım Geçerliliği ve Güvenirlik Sonuçları

Bu çalışma kapsamında uyarlanan ölçeklerin ayrışım geçerliliğinin belirlenmesi amacıyla BFBFÖ-K'nün dikkati düzenleyebilme alt boyutu ile korelasyonları incelenmiştir. Ölçek maddelerinin güvenirlilik değerlerinin hesaplanmasında ise Cronbach alfa iç tutarlık katsayıları ile Spearman-Brown iki yarı test korelasyonları kullanılmıştır. Ölçeklerin ayrışım geçerliliği ve güvenirlilik sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2. Ölçeklerin Ayrışım Geçerliliği ve Güvenirlik Sonuçları

Ölçekler	Dikkati düzenleyebilme r	Cronbach alfa	Spearman-Brown iki yarı test r	Madde-Toplam Korelasyonu	
				En Düşük	En Yüksek
ZGÖ	-.71**	.75	.71	.43	.57
ZİGÖ	-.28**	.75	.72	.53	.64
ZİZGÖ	-.70**	.89	.86	.72	.81

** $p < .01$

Tablo 2 incelendiğinde ölçeklerin ayrışım geçerliği için hesaplanan korelasyon katsayıları ZGÖ ile dikkati düzenleyebilme arasında $-.71$ olarak bulunurken, ZİGÖ ile dikkati düzenleyebilme arasında $-.28$ olarak bulunmuştur. Benzer şekilde ZİZGÖ ile dikkati düzenleyebilme arasında ise yine negatif yönlü anlamlı bir korelasyon bulunmuştur ($r = -.70$). Sonuç olarak her üç zihin gezinmesi ölçeğinden elde edilen puanlar ile dikkati düzenleyebilme arasında negatif yönde ve anlamlı ilişkilerin olduğu görülmektedir. Ancak ZGÖ ile ZİZGÖ benzer şekilde dikkati düzenleyebilme ile daha güçlü negatif korelasyonlar üretirken görece olarak ZİGÖ ile dikkati düzenleyebilme arasındaki negatif ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olmasına karşın daha zayıf kaldığı söylenebilir. Bununla birlikte ölçek maddelerinden elde edilen ölçümlerin güvenilirliği için hesaplanan Cronbach alfa iç tutarlık katsayıları ise sırasıyla ZGÖ için $.75$, ZİGÖ için $.75$ ve ZİZGÖ için $.89$ olarak elde edilmiştir. Ölçeklerin Spearman-Brown iki yarı test korelasyonları ise $.71$ ile $.86$ arasında değişmektedir. Bununla birlikte her üç ölçekte hesaplanan madde-toplam korelasyonları $.43$ ile $.81$ arasında değişen ve yeterli kabul edilebilecek değerler almıştır.

Ölçeklerin Madde Analizi Sonuçları

Madde analizinin yapılması amacıyla öncelikle her bir ölçekte katılımcılar toplam puanları açısından en yüksekten en düşüğe doğru sıralanmıştır. Daha sonra toplam öğrenci sayısının %27'sini (Ön uygulamada toplam 254 öğrenciden veri toplanmış ve bu öğrencilerin %27'si yaklaşık 69 kişi olarak hesaplanmıştır.) oluşturan en yüksek puanlı öğrenciler üst grup ve en düşük puanlı %27'sini oluşturan öğrenciler de alt grup olarak data setinde yeniden kodlanmıştır. Ölçek maddelerinin madde ayırt ediciliği için üst %27 ve alt %27 şeklinde kodlanan grupların madde puanlarına ilişkin ortalamalar arasındaki farklar ilişkisiz ölçümler için *t*-testi kullanılarak test edilmiştir. Ölçeklerin madde analizine ilişkin bulgular Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3. Ölçeklerin Madde Analizi Sonuçları

Ölçek	Madde	Üst %27 (<i>n</i> = 69)		Alt %27 (<i>n</i> = 69)		<i>t</i>	<i>sd</i>	<i>p</i>
		\bar{X}	S	\bar{X}	S			
ZGÖ	1	3.86	1.10	2.22	.86	9.75	136	.00
	2	4.45	1.08	2.57	.90	11.15	136	.00
	3	4.14	1.10	2.00	.77	13.27	136	.00
	4	4.67	1.07	2.07	.88	15.59	136	.00
	5	4.57	1.08	2.55	.93	11.79	136	.00
ZİGÖ	1	4.46	1.50	2.08	.88	11.38	136	.00
	2	5.48	1.24	1.80	.85	20.25	136	.00
	3	6.19	.99	2.39	1.23	19.99	136	.00
	4	6.19	1.17	2.60	1.35	16.73	136	.00
ZİZGÖ	1	6.20	.90	1.99	.78	29.38	136	.00
	2	6.23	.97	2.20	1.10	22.78	136	.00
	3	5.50	1.23	1.61	.81	21.93	136	.00
	4	5.53	1.37	1.48	.78	21.30	136	.00

Tablo 3 incelendiğinde ZGÖ, ZİGÖ ve ZİZGÖ'nün maddelerinin %27'lik üst ve %27'lik alt gruplara ilişkin ortalama puanları arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılıklar bulunmuştur ($p < .01$). ZGÖ'nün madde analizinde üst ve alt grup puan ortalamalarının karşılaştırılmasına ilişkin t değerleri 9.75 ile 15.59 arasında değerler almıştır. ZİGÖ'nün maddeleri için bu değerlerin 11.38 ile 20.25 arasında olduğu ve ZİZGÖ maddelerine ilişkin t değerlerinin ise 21.30 ile 29.38 arasında değiştiği görülmüştür. Her üç ölçekte yer alan tüm maddeler için hesaplanan bu t değerleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre ölçeklerde yer alan maddelerin, öğrencileri sahip oldukları zihin gezinmesi özelliği açısından kabul edilebilir düzeyde ayırt ettiği söylenebilir.

Tartışma ve Sonuç

Zihin gezinmesine yönelik üç ayrı ölçeğin Türkçeye uyarlanmasını amaçlayan bu çalışmada öncelikli olarak ilgili literatürde önerildiği üzere ölçeklerin orijinal faktör desenlerinin Türk kültüründe doğrulanıp doğrulanmadığını test etmek amacıyla DFA uygulanmıştır. Analizlerin sonuçlarına göre ZGÖ için mükemmel uyum indeksleri elde edilirken, ZİGÖ ve ZİZGÖ'nün modellerinde özellikle RMSEA değerlerinde zayıf uyum görülmüş ve bu iki ölçeğe ilişkin modellerin bazı modifikasyonlarla geliştirilmesi gerektiği düşünülmüştür. Yapılan model iyileştirmeleri beklenen sonuçları vermediği için ZİGÖ ve ZİZGÖ'nün faktör yapılarının ilk analiz değerleri rapor edilmiştir. Faktör yük değerleri ve bunlara karşılık gelen t -değerlerinin anlamlı olması gözlenen değişkenlerin gizil değişkenler açısından nitelikli bir temsil gücüne sahip olduğunu göstermektedir. Ancak dört maddeli ZİGÖ ve yine dört maddeden oluşan ZİZGÖ'nün faktör yapısına ilişkin modellerin modifikasyon önerileri vermesi ve yapılan iyileştirmelerin yeterli olmadığına görülmesi üzerine açımlayıcı faktör analizlerinin de incelenmesinin faydalı olacağı düşünülmüştür. Buna göre ölçeklerin AFA sonuçları güçlü psikometrik sonuçlar üretmiş ve her bir ölçeğin tek faktörlü yapıya sahip olduğu, açıklanan varyansların oldukça yüksek kabul edilebileceği ve güvenilirlik katsayılarının ve iki yarı test korelasyonlarının ise kabul sınırları içinde olduğu görülmüştür. Ayrıca ölçeklerin ayırışım geçerliklerinin de kabul edilebilir sınırlar içinde olması geçerlik sonuçlarına katkıda bulunacak bir bulgu olarak değerlendirilebilir.

Geçerlik ve güvenilirlikle ilgili elde edilen bulgular; ZGÖ, ZİGÖ ve ZİZGÖ araçlarının lise düzeyindeki Türk öğrencilerinde zihin gezinmesi ile istemli ve istemsiz zihin gezinmesini güvenilir olarak ölçmek için kullanılabilirliğini göstermektedir. Başka bir anlatımla söz konusu bulgular dikkate alındığında bu ölçeklerin Türkçe formlarının zihin gezinmesi ile zihnin istemli ve istemsiz gezinmesini ölçebilecek düzeyde yeterince yüksek güvenilirliğe ve geçerliğe sahip olduğu söylenebilir. Araştırma kapsamında uyarlanması yapılan her üç ölçeğin orijinal faktör desenindeki tek faktörlü yapılarının doğrulandığı sonucuna varılması, ölçeklerin faktör yapılarının literatürdeki kültürler arası geçerliğini destekleyici bulgular olarak yorumlanabilir.

İlgili literatürde zihin gezinmesine yönelik ölçeklerin küçük çocuklardan ileri yaş gruplarına kadar çok geniş bir aralıkta uygulandığı görülmektedir. Bu yönüyle zihin gezinmesi geniş bir yaş ranjında farklı demografik özelliklerdeki bireylere uygulanabilmektedir. ZGÖ'nün eğitim düzeyleri açısından ortaokul, lise ve üniversite öğrencilerine (Desideri vd., 2019; Mrazek vd., 2013; Trigueros vd., 2019) uygulandığı ve bazı çalışmalarda 13-19 yaş grubu öğrencilerin zihin gezinmesi konusunda geçerli ve güvenilir şekilde zihinsel durumlarını rapor edebilecek bilişsel becerilere sahip olduklarının belirtildiği görülmektedir. Bununla birlikte ilgili literatürdeki çalışmalar incelendiğinde ZİGÖ ve ZİZGÖ'nün görece olarak biraz daha büyük yaş grubundaki (15 yaş ve üzeri) bireylere uygulanan ölçekler olduğu sonucuna varılabilir (Mowlem vd., 2019; Seli vd., 2017; Seli vd., 2019). Üstelik zihin gezinmesi olgusunun 8-12 yaş grubu gibi daha küçük çocuklar tarafından da geçerli ve güvenilir olarak raporlanabildiği de belirtilmektedir (Frick vd., 2020; Mrazek vd., 2013). Bütün bu açıklamalar birlikte değerlendirildiğinde lise öğrencilerinin zihin gezinmesini tanımlama ve anlamlandırma becerisi açısından yeterli bir yetkinliğe sahip olduğu ve bu araştırmanın temel amacını oluşturan ölçek uyarlama için geçerli ve güvenilir raporlamalar yapabilecekleri düşünülmektedir.

Bu çalışmada dikkati düzenleyebilme ile ZGÖ ve ZİZGÖ arasında daha güçlü negatif korelasyonlar elde edilirken ZİGÖ ile görece daha düşük bir negatif ilişki bulunmuştur. Bu bulgu, zihin gezinmesinin kuramsal yapısının bir sonucu olarak dikkat ile ilişkisinin bir yansımasını ifade etmektedir. Zihnin istemli gezinmesi ile bilişsel yetenek arasında pozitif bir ilişki olduğu; buna karşılık zihnin istemsiz gezinmesi ve bilişsel yetenek arasında negatif bir ilişki bulunduğu belirtilmektedir (Robison ve Unsworth, 2018). Bu durumda bilişsel yetenekleri yüksek olan bireylerin dikkatlerini daha iyi düzenleyebildikleri ve gerektiğinde göreve odaklanabilirken gerektiğinde de kendi istekleri ile zihinlerinin gezinmesine izin verebilecekleri ileri sürülebilir.

Araştırma bulguları incelendiğinde ZGÖ ve ZİZGÖ arasındaki ilişkinin, ZİGÖ ile karşılaştırıldığında daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum zihin gezinmesinin büyük bir kısmının bireyin izni ya da bir farkındalığı olmaksızın gerçekleştiği (APA, 2015, s. 655; McMillan vd., 2013; Singer, 1975; Smallwood ve Schooler, 2006; Wammes vd., 2016) yönündeki çıkarımlarla uyumlu görünmektedir. Bir açıklamaya göre de zihin gezinmesi bir yürütücü kontrol başarısızlığı olduğundan teorik olarak istemsiz gerçekleşir ve istemli bir durum değildir (Robison ve Unsworth, 2018). Bu bulgulardan hareketle zihin gezinmesinin büyük ölçüde istemsiz bir süreç olduğu kabul edilmekle birlikte zihin gezinmesi üzerine yapılan çalışmalarda istemli zihin gezinmesinin ayrıca dikkate alınması gerektiği ifade edilebilir.

Zihin gezinmesini anlamak için zihnin istemli gezinmesinin göz önünde bulundurulmasının öneminden bahseden çalışmalar bulunmaktadır (Marcusson-Clavertz ve Kjell, 2019; Seli vd., 2016b). Zihin gezinmesi araştırmalarında zihnin istemli gezinmesi ile zihnin istemsiz gezinmesinin

ayrıştırılmasının daha nitelikli sonuçlar ortaya koyabileceği vurgulanmaktadır (Ralph vd., 2017). Ayrıca devam eden bir görevin tamamlanması sürecinde ortaya çıkan görev ilgisiz düşüncelerin sıklığı araştırma konusu edileceği zaman istemli ya da istemsizce yapılan zihin gezinmesinin ayrıştırılması önerilmektedir (Seli vd., 2016b). Bununla birlikte zihnin istemli gezinmesi ile zihnin istemsiz gezinmesinin büyük ölçüde benzerlik gösterdiğini; ancak bu benzerliğe rağmen bilişsel faktörler ve klinik değişkenlerle ilişkilendirildiğinde zihin gezinmesine homojen bir olgu gibi davranmanın yanıltıcı sonuçlar verebileceği de dile getirilmektedir (Marcusson-Clavertz ve Kjell, 2019). Bütün bunlar göz önünde bulundurulduğunda zihin gezinmesinin tek boyutlu bir özellik olarak ya da iki boyutlu bir yapı olarak tercih edilme durumu, kavramın ilişkilendirileceği bağlama ve araştırmanın amaçlarına bağlı olarak değişebileceği söylenebilir.

Günümüzde yaygın olarak benimsenen gelişimsel rehberlik anlayışı öğrencinin büyüme ve gelişme süreci içerisinde kişisel-sosyal, eğitsel ve mesleki gelişim alanlarında ihtiyaç duyduğu becerileri kazandırmayı hedefler. Bu alanlardan biri olan eğitsel rehberlik çocuğa eğitsel gelişim alanında belli yeterlilikler kazandırma, öğrenmesini kolaylaştırma, karşılaştığı güçlükleri gidermesine yardım ederek sağlıklı ve etkin bir öğrenme ortamı oluşturma hizmetlerini ifade eder (Yeşilyaprak, 2003). Zihin gezinmesinin öğrenme süreci için gereken kaynakları kullandığı dikkate alındığında sınıf içinde geliştirilecek öğrenci-öğretmen ekseninde bir farkındalığın okullarda görevli rehber öğretmenlerin (okul psikolojik danışmanlarının) yürüttükleri hizmetlerin kalitesine olumlu katkıda bulunacağı düşünülebilir.

Daha önce belirtildiği üzere (Ergas, 2018) sınıf ortamında belki de en az üzerinde durulan ancak eğitim sürecinden beklenen kazanımlara ulaşmada istenilen noktaya gelemeyen, bedenlen sınıfta olmasına rağmen zihnen o anki mevcut görev odağından uzaklaşmış ve sınıf içerisinde neredeyse görülmeyen grupta yer alan öğrencilerin zihinsel durumlarının bilinmesi ve bunun performans ve diğer değişkenlerle ilişkisinin ortaya konulması önemlidir. Bu bağlamda mevcut araştırma kapsamında uyarlanan ölçeklerin sınıf ortamında öğrencilerin zihin gezinmesi durumlarının anlaşılmasında ve söz konusu olguya ilişkin farkındalığın artırılmasında teorik ve pratik katkılarının olabileceği düşünülmektedir.

Biliş ve bilişsel süreçler alanında kaydedilen ilerlemelerle birlikte zihin gezinmesi, çeşitli bilişsel ve psikolojik süreçlerle ilişkileri ve bu alanlardaki etkileri incelenen, yürütülen deneysel, ilişkisel ve benzeri çalışmalarla her geçen gün daha da gelişen bir kavram olmakla birlikte Türkiye’de görece olarak yeni bir konudur. Bu nedenle kavramın ne olduğunun ve olası faydaları ve maliyetlerinin Türkiye örneğinde ele alınmasının ve içerisinde ölçme araçlarının da yer aldığı çeşitli tekniklerle ortaya konmasının, özellikle dikkat sürecinin en önemli çıktılarının elde edildiği eğitim gibi alanlarda, ileride yapılacak araştırmaların katkılarıyla birlikte öğrenci öğrenmesinin iyileştirilmesi, öğrenmede

başarı ve kalıcılığın artırılması için önemli çıkarımlar sunacağı düşünülmektedir. Sonuç olarak uyarlanan bu ölçekler Türkiye’de lise öğrencilerinin zihin gezinmelerinin ölçümünde geçerli ve güvenilir araçlar olarak kullanılabilir.

Kaynaklar

- Aksoy, Ş. G. (2019). *Aşırı zihinsel gezinme fenomeninin erişkin dikkat eksikliği hiperaktivite bozukluğu ve bipolar bozukluk olgularında incelenmesi ve karşılaştırılması*. Doktora Tezi, İstanbul Arel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- American Psychological Association. (2015). *APA dictionary of psychology* (2nd ed.). Washington, DC: American Psychological Association.
- Ayalp, H. D., & Hisli Şahin, N. (2018). Beş faktörlü bilgece farkındalık ölçeği - kısa formunun (BFBFÖ-K) Türkçe uyarlaması. *Klinik Psikoloji Dergisi*, 2(3), 117-127.
- Büyüköztürk, Ş. (2016). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. Ankara: Pegem Akademi.
- Carriere, J. S. A., Seli, P., & Smilek, D. (2013). Wandering in both mind and body: Individual differences in mind wandering and inattention predict fidgeting. *Canadian Journal of Experimental Psychology / Revue Canadienne de Psychologie Expérimentale*, 67(1), 19-31. doi: 10.1037/a0031438
- Chiorri, C., & Vannucci, M. (2019). Replicability of the psychometric properties of trait-levels measures of spontaneous and deliberate mind wandering. *European Journal of Psychological Assessment*, 35(4), 459-468. doi: 10.1027/1015-5759/a000422
- Creswell, J. W. (2017). *Eğitim araştırmaları: Nicel ve nitel araştırmanın planlanması, yürütülmesi ve değerlendirilmesi*. İstanbul: EDAM.
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G., & Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları*. Ankara: Pegem Akademi.
- Desideri, L., Ottaviani, C., Cecchetto, C., & Bonifacci, P. (2019). Mind wandering, together with test anxiety and self-efficacy, predicts student’s academic selfconcept but not reading comprehension skills. *British Journal of Educational Psychology*, 89(2), 307-323. doi: 10.1111/bjep.12240
- Dündar, C. (2015). *The effects of mind wandering on simulated driving performance*. Yüksek Lisans Tezi, Orta Doğu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Ergas, O. (2018). Schooled in our own minds: Mind-wandering and mindfulness in the makings of the curriculum. *Journal of Curriculum Studies*, 50(1), 77-95.
- Erkuş, A. (2007). Ölçek geliştirme ve uyarlama çalışmalarında karşılaşılan sorunlar. *Türk Psikoloji Bülteni*, 13(40), 17-25.

- Frick, M. A., Asherson, P., & Brocki, K. C. (2020). Mind-wandering in children with and without ADHD. *British Journal of Clinical Psychology, 59*, 208–223. doi: 10.1111/bjc.12241
- Gazzaley, A., & Rosen, L. D. (2019). *Dağmık zihin: İleri teknoloji dünyasında kadim beyinler* (1. basım). İstanbul: Metis.
- Golchert, J., Smallwood, J., Jefferies, E., Seli, P., Huntenburg, J. M., Liem, F., Lauckner, M. E., Oligschläger, S., Bernhardt, B. C., Villringer, A., & Margulies, D. S. (2017). Individual variation in intentionality in the mind-wandering state is reflected in the integration of the default-mode, fronto-parietal, and limbic networks. *NeuroImage, 146*, 226–235. doi: 10.1016/j.neuroimage.2016.11.025
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modelling with the SIMPLIS command language*. Lincolnwood, USA: Scientific Software International.
- Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research, 44*(3), 486–507. doi: 10.1177/0049124114543236
- Killingsworth, M. A., & Gilbert, D. T. (2010). A wandering mind is an unhappy mind. *Science, 330*, 932. doi: 10.1126/science.1192439
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). New York, NY: The Guilford.
- Marcusson-Clavertz, D., & Kjell, O. N. E. (2019). Psychometric properties of the spontaneous and deliberate mind wandering scales. *European Journal of Psychological Assessment, 35*(6), 878–890. doi: 10.1027/1015-5759/a000470
- McMillan, R. L., Kaufman, S. B., & Singer, J. L. (2013). Ode to positive constructive daydreaming. *Frontiers in Psychology, 4*(626). doi: 10.3389/fpsyg.2013.00626
- McVay, J. C., & Kane, M. J. (2010). Does mind wandering reflect executive function or executive failure? Comment on Smallwood and Schooler (2006) and Watkins (2008). *Psychological Bulletin, 136*(2), 188–197.
- Mooneyham, B. W., & Schooler, J. W. (2013). The costs and benefits of mind-wandering: A review. *Canadian Journal of Experimental Psychology / Revue Canadienne de Psychologie Expérimentale, 67*(1), 11–18.
- Mowlem, F. D., Agnew-Blais, J., Pingault, J. B., & Asherson, P. (2019). Evaluating a scale of excessive mind wandering among males and females with and without attention-deficit/hyperactivity disorder from a population sample. *Scientific Reports, 9*(1), 1–9. doi: 10.1038/s41598-019-39227-w

- Mrazek, M. D., Phillips, D. T., Franklin, M. S., Broadway, J. M., & Schooler, J. W. (2013). Young and restless: Validation of the Mind-Wandering Questionnaire (MWQ) reveals disruptive impact of mind-wandering for youth. *Frontiers in Psychology, 4*(560). doi: 10.3389/fpsyg.2013.00560
- Ostojic-Aitkens, D., Brooker, B., & Miller, C. J. (2019). Using ecological momentary assessments to evaluate extant measures of mind wandering. *Psychological Assessment, 31*(6), 817–827. doi: 10.1037/pas0000701
- Pachai, A. A., Acai, A., LoGiudice, A. B., & Kim, J. A. (2016). The mind that wanders: Challenges and potential benefits of mind wandering in education. *Scholarship of Teaching and Learning in Psychology, 2*(2), 134–146.
- Ralph, B. C. W., Wammes, J. D., Barr, N., & Smilek, D. (2017). Wandering minds and wavering goals: Examining the relation between mind wandering and grit in everyday life and the classroom. *Canadian Journal of Experimental Psychology / Revue Canadienne de Psychologie Expérimentale, 71*(2), 120–132.
- Robison, M. K., & Unsworth, N. (2018). Cognitive and contextual correlates of spontaneous and deliberate mind-wandering. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 44*(1), 85–98.
- Sayın, A. (2014). *Klasik test kuramı ve madde tepki kuramına göre kestirilen parametrelerle sınırlandırılan yapısal eşitlik modellerinin uyum indekslerinin karşılaştırılması*. Doktora Tezi, Hacettepe Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Schubert, A., Frischkorn, G. T., & Rummel, J. (2019). The validity of the online thought-probing procedure of mind wandering is not threatened by variations of probe rate and probe framing. *Psychological Research*, doi: 10.1007/s00426-019-01194-2
- Seli, P., Beaty, R. E., Marty-Dugas, J., & Smilek, D. (2019). Depression, anxiety, and stress and the distinction between intentional and unintentional mind wandering. *Psychology of Consciousness: Theory, Research, and Practice, 6*(2), 163–170. doi: 10.1037/cns0000182
- Seli, P., Carriere, J. S., Levene, M., & Smilek, D. (2013). How few and far between? Examining the effects of probe rate on self-reported mind wandering. *Frontiers in Psychology, 4*(430). doi: 10.3389/fpsyg.2013.00430
- Seli, P., Maillet, D., Smilek, D., Oakman, J. M., & Schacter, D. L. (2017). Cognitive aging and the distinction between intentional and unintentional mind wandering. *Psychology and Aging, 32*(4), 315–324. doi: 10.1037/pag0000172

- Seli, P., Risko, E. F., & Smilek, D. (2016a). Assessing the associations among trait and state levels of deliberate and spontaneous mind wandering. *Consciousness and Cognition*, 41, 50–56. doi: 10.1016/j.concog.2016.02.002
- Seli, P., Risko, E. F., & Smilek, D. (2016b). On the necessity of distinguishing between unintentional and intentional mind wandering. *Psychological Science*, 27(5), 685–691. doi: 10.1177/0956797616634068
- Singer, J. L. (1975). Navigating the stream of consciousness: Research in daydreaming and related inner experience. *American Psychologist*, 30(7), 727–738. doi:10.1037/h0076928
- Smallwood, J., Fishman, D. J., & Schooler, J. W. (2007). Counting the cost of an absent mind: Mind wandering as an underrecognized influence on educational performance. *Psychonomic Bulletin & Review*, 14(2), 230–236.
- Smallwood, J., Fitzgerald, A., Miles, L. K., & Phillips, L. H. (2009). Shifting moods, wandering minds: Negative moods lead the mind to wander. *Emotion*, 9(2), 271–276.
- Smallwood, J., & Schooler, J. W. (2006). The restless mind. *Psychological Bulletin*, 132(6), 946–958.
- Smallwood, J., & Schooler, J. W. (2015). The science of mind wandering: Empirically navigating the stream of consciousness. *Annual Review of Psychology*, 66, 487–518.
- Smilek, D., Carriere, J. S., & Cheyne, J. A. (2010). Out of mind, out of sight: Eye blinking as indicator and embodiment of mind wandering. *Psychological Science*, 21, 786–789. doi: 10.1177/0956797610368063
- Szpunar, K. K., Moulton, S. T., & Schacter, D. L. (2013). Mind wandering and education: From the classroom to online learning. *Frontiers in Psychology*, 4(495). doi: 10.3389/fpsyg.2013.00495
- Trigueros, R., Aguilar-Parra, J. M., Alvarez, J. F., & Cangas, A. J. (2019). Adaptation and validation of the Mind-Wandering Questionnaire (MWQ) in physical education classes and analysis of its role as mediator between teacher and anxiety. *Sustainability*, 11(18), 5081. doi: 10.3390/su11185081
- Unsworth, N., & McMillan, B. D. (2013). Mind wandering and reading comprehension: Examining the roles of working memory capacity, interest, motivation, and topic experience. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 39(3), 832–842.
- Varao-Sousa, T. L., & Kingstone, A. (2019). Are mind wandering rates an artifact of the probe-caught method? Using self-caught mind wandering in the classroom to test, and reject, this possibility. *Behavior Research Methods*, 51(1), 235–242. doi: 10.3758/s13428-018-1073-0

- Wammes, J. D., Seli, P., Cheyne, J. A., Boucher, P. O., & Smilek, D. (2016). Mind wandering during lectures II: Relation to academic performance. *Scholarship of Teaching and Learning in Psychology*, 2(1), 33–48.
- Wammes, J. D., & Smilek, D. (2017). Examining the influence of lecture format on degree of mind wandering. *Journal of Applied Research in Memory and Cognition*, 6, 174–184.
- Weinstein, Y. (2018). Mind-wandering, how do I measure thee with probes? Let me count the ways. *Behavior Research Methods*, 50, 642–661. doi: 10.3758/s13428-017-0891-9
- Yamaoka, A., & Yukawa, S. (2019). Development of Japanese versions of the Mind Wandering: Deliberate and Mind Wandering: Spontaneous scales. *The Japanese Journal of Educational Psychology*, 67(2), 118–131. doi: 10.5926/jjep.67.118
- Yeşilyaprak, B. (2003). *Eğitimde rehberlik hizmetleri: Gelişimsel yaklaşım* (6. basım). Ankara: Nobel.
- Yılmaz, V., & Çelik, H. E. (2009). *LISREL ile yapısal eşitlik modellemesi – I: Temel kavramlar, uygulamalar, programlama*. Ankara: Pegem Akademi.

ORCID

Sevgi Sezgin  <https://orcid.org/0000-0003-3514-4664>

Galip Yüksel  <https://orcid.org/0000-0002-6840-8462>

Extended Summary

The Adaptation of Mind Wandering Scales into Turkish: A Validity and Reliability Study

Individuals experience situations in which executive control is not able to fulfill its task sufficiently, and that the mind moves away from the task it is conducting through internal thought, fantasy, emotion or deep thoughts. These moments are considered as separating attention from perceptual knowledge and connecting it to inner thoughts (Smallwood & Schooler, 2006). The fact that thoughts cannot continue to focus on the task at hand, but that it is widely and unintentionally distributed among other issues, is defined as mind wandering (American Psychological Association [APA], 2015, p. 655).

It is an important and complex issue to evaluate mind wandering in different ways in various environments. For example, educational activities, such as sitting on the ground and preparing for an exam, typically require sustainable attention and focus. However, non-educational daily tasks such as having breakfast or checking messages in an e-mail box may not require intense attention and focus. In this sense, it can be stated that the results of mind wandering are contextual. For example, the costs of poor attention during tasks that require high attention during the training process may be more important than the consequences of tasks that are largely automated in daily life. In addition, while

mental activities, such as thinking about a current or future individual experience, can be regarded as a mind wandering in any context, this may not be defined as mind wandering in another setting. Moreover, while mind wandering affects performance in any situation, it may not affect another situation (Szpunar, Moulton, & Schacter, 2013).

Mind wandering has recently become an increasingly popular research issue in the field of education and several studies have been carried out on this topic in the school settings. These studies mainly focus on the relationship between the methods used in the measurement of mind wandering (Varao-Sousa & Kingstone, 2019) and the associations between reading comprehension and academic self-concept (Desideri, Ottaviani, Cecchetto, & Bonifacci, 2019). Moreover, the studies on the relationship between mind wandering and reading, comprehension, general academic performance, problem solving and planning for the future (Pachai, Acai, LoGiudice, & Kim, 2016), working memory capacity, interest and motivation in the relationship between mind wandering and reading comprehension (Unsworth & McMillan, 2013), the relationship between mind wandering and grit daily life and classroom (Ralph, Wammes, Barr, & Smilek, 2017), the effect of lecture format on the level of mind wandering (Wammes & Smilek, 2017) indicate the importance of this concept in the process of education and learning. In these previous studies, mind wandering in the field of education is associated with different variables, and suggestions are provided to increase the depth and width of the concept in the light of findings.

A short and psychometric strong measurement of mind wandering tendencies can be useful for practitioners who do basic or applied research on attention-related issues (Marcusson-Clavertz & Kjell, 2019). Therefore, psychometric measurement of mind wandering tendencies can be an important guide for the stakeholders in increasing the quality of studies on attention and the processes of learning. These implications are largely dependent on the correct definition and effective measurement of this phenomenon. As a result, it can be stated that the measurement tools that will be developed for measuring mind wandering may contribute to the literature in theoretical and practical aspects. The present study aimed to adapt three different scales into Turkish for measuring high school student mind wandering. The participants of the present study consisted of 254 students from public Anatolian high schools enrolling the student without examination in Ankara in the 2019-2020 academic year.

The original form of the Mind Wandering Questionnaire (MWQ) was developed by Mrazek, Phillips, Franklin, Broadway, and Schooler, (2013), and used to measure general mind wandering. The scale consists of five Likert-type items and is scored at the 6-point rating. The Mind Wandering: Deliberate (MW-D) scale was originally developed by Carriere, Seli, and Smilek (2013), and it consisted of four Likert type items. The scale is used to measure intentionally mind wandering in daily life. The

Mind Wandering: Spontaneous (MW-S) was also developed by Carriere et al. (2013) and the scale consists of four Likert type items. The scale is used to measure spontaneous or unintentionally mind wandering in daily life. The higher scores obtained from these three scales refer to a higher level of mind wandering.

Confirmatory factor analysis (CFA) was used to confirm the construct validity of the scales. Several goodness of fit statistics are commonly used in examining the results of CFA. Accordingly, chi-square goodness of fit (χ^2), root mean square error of approximation (RMSEA), ratio of chi-square value to degree of freedom (χ^2 / df), normed fit index (NFI), root mean square residuals (RMR), standardized root mean square residuals (SRMR), goodness of fit index (GFI) and adjusted goodness fit index (AGFI) were used to interpret the findings.

It is firstly examined whether the p value related to the model is statistically significant or not. As it is known, since p values are sensitive to sample size, they can give significant results in most analyzes. For that reason, other goodness of fit indices may be used as the indicators for the model. The ratio of chi-square value to degree of freedom between 2 and 3 generally indicates perfect fit. However, the RMSEA value less than .08, GFI and AGFI values greater than .90, RMR and SRMR values less than .05, CFI and NFI values higher than .95 may be regarded as a good or perfect model fit (Çokluk et al., 2012, p. 324; Jöreskog & Sörbom, 1993; Yılmaz & Çelik, 2009).

In the CFA, if the chi-square value used for the goodness fit is less than the degree of freedom, RMSEA is calculated as zero. This result does not mean that the model fits perfectly. This is because if the RMSEA value is zero, the chi-square value may be different from zero. In addition, if the CFI value calculated for model fit is 1.00, it cannot be interpreted as the model shows perfect fit (Kline, 2016; Sayın, 2014). However, interpreting the RMSEA values related to the fit of the model alone is a very problematic issue. Using the RMSEA value to evaluate the fit of models with relatively small degrees of freedom is problematic and potentially misleading unless the study sample is large. Therefore, large RMSEA values seen in models with low degree of freedom are not sufficient to examine the model alone. In a way, when the degree of freedom of the model is small, researchers are especially advised to avoid calculating and interpreting the RMSEA values (Kenny, Kaniskan, & McCoach, 2015).

As mentioned earlier, in order to test the construct validity in scale adaptation studies, CFA can be started first and if the original factor structure of the scales cannot be confirmed, it can be obtained with EFA (Çokluk et al., 2012, p. 283-284). In this study, although the CFA results produced generally acceptable evidence, the construct validity of the scales was also examined with EFA for total the variances explained and factor loadings. Exploring factor patterns in Turkish culture by making exploratory analysis of the scales was also considered to be valuable.

Results showed that the sufficient evidence was produced to confirm the one-factor structure of these three scales as MWQ, MW-D and MW-S. Accordingly, it can be interpreted that the scales have a single factor structure pattern as in their original forms. However, the modification indices did not lead to the expected improvements in models of MW-D and MW-S. In particular, RMSEA values for these two scales were slightly higher than the acceptance criteria. This is because the study sample is small and the degree of freedom is relatively low. However, other fit indices in the MW-D and MW-S generally indicate perfect fit. Then, EFA results supported CFA to a great extent and it was concluded that the scales showed a single factor structure. In addition, the item factor loadings of MWQ were between .50 and .69. Although these values ranged from .53 to .80 for MW-D, they varied between .70 and .84 for MW-S. Cronbach's alpha internal consistency coefficients and Spearman-Brown split-half test correlations were examined for the reliability of the measurements. The internal consistency coefficients were .75 for MWQ, .75 for MW-D and .89 for MW-S. Moreover, split-half (Spearman-Brown) correlations of MWQ, MW-D, and MW-S were calculated as .71, .72, and .86, respectively. Consequently, the present study achieved acceptable statistics for the construct validity of three mind wandering scales.

In order to determine the divergent validity of the scales developed in the present study, the correlations between these scales and attention regulation were examined. The correlations were found to be -.71 between MWQ and attention regulation, while it was found to be -.28 between MW-D and attention regulation. Similarly, a significant negative correlation was found between MW-S and this variable ($r = -.70$). As a result, it is seen that there were negative and significant relationships between the scores obtained from all three mind wandering scales and attention regulation.

The findings of this study indicated that the scales generally showed favorable psychometric properties to measure high school student mind wandering. Further studies using multi-perspective and holistic approaches on deeply understanding the concept of mind wandering and its potential benefits and costs in Turkish educational settings should be considered valuable. Consequently, the results of the present study may provide important implications for improving student learning, success, and retention by increasing the awareness of mind wandering.