

Başa Çıkma Stilleri Ölçeği Kısa Formunun (BÇSÖ-KF) Psikometrik Özelliklerinin İncelenmesi: Geçerlik ve Güvenirlilik Çalışması*

Hasan BACANLI^a

Gazi Üniversitesi

Mustafa SÜRÜCÜ^b

Adıyaman Üniversitesi

Tahsin İLHAN^c

Gaziosmanpaşa Üniversitesi

Öz

Bu çalışmanın amacı Başa Çıkma Stilleri Ölçeğinin (COPE Inventory) uzun ve kısa formundaki maddelerden yola çıkılarak araştırmacıların kullanabileceği az maddeli pratik bir ölçme aracı geliştirmektir. Bu amaçla oluşturulan ölçek formunun (Başa Çıkma Stilleri Ölçeği- Kısa Formu; BÇSÖ-KF) psikometrik özelliklerini test etmek için birinci aşamada 275 katılımcıdan elde edilen veriler üzerinde temel bileşenler analizine dayalı oblimin döndürme tekniği kullanılmıştır. Açım-layıcı faktör analizi sonucunda her biri iki maddeden oluşan 14 faktörlü bir yapı elde edilmiştir. Tüm faktörlerin açıkladığı varyans %80,37'dir. Ölçeğin uyum geçerliğini test etmek için sosyal beğenirlik, yaşam doyumu, öz saygı ve A tipi kişilik ile ilişkilerine bakılmıştır. Faktörlerin Cronbach alfa katsayıları 0.39 ile 0.92 aralığında değişmektedir. BÇSÖ-KF'nin test tekrarı güvenilirliği için iki hafta arayla yapılan ölçümlerde faktörlerin korelasyon katsayılarının .44 ile .90 aralığında değer aldıkları görülmüştür.

Anahtar Kelimeler

Başa Çıkma, Başa Çıkma Stilleri, Geçerlik, Güvenirlilik.

- * Bu çalışma daha önce 17-19 Ekim 2007 tarihleri arasında İzmir-Çeşme'de düzenlenen 9. Ulusal Psikolojik Danışma ve Rehberlik Kongresinde sözel bildiri olarak sunulmuştur.
- a **Sorumlu Yazar: Dr. Hasan BACANLI** Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık alanında profesördür. Çalışma alanları arasında benlik, kişilik, sosyal beceri, değerler ve eğitimi, kültürel psikoloji, du-yuşsal eğitim ve düşünme eğitimi yer almaktadır. *İletişim:* Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesi Teknikokullar, 06500 Ankara. Elektronik posta: hasan.bacanlı@gmail.com .
- b **Dr. Mustafa SÜRÜCÜ** Adıyaman Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Bölümü, Adıya-man
- c **Dr. Tahsin İLHAN** Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Bölümü, Taşlı-çiftlik Yerleşkesi, Tokat.

Başa çıkma kavramının işlevsel ve kuramsal pek çok tanımın yapılmasına karşın, genel eğilim başa çıkmanın psikolojik sıkıntı ya da strese yol açan öncüllerin/kaynakların azaltılmasıyla ilgili bilişsel ve davranışsal tepkilerden oluşan dinamik bir süreç olduğu şeklindedir. Bunun yanında tanımlamadaki çeşitlilik, başa çıkma tepkilerinin farklı şekillerde sınıflandırılmasına neden olmuştur. Bu sınıflama-lardan öne çıkan, problem odaklı başa çıkmaya karşı duygusal odaklı başa çıkma ve yaklaşıma karşı ka-çınmadır (Boekarts ve Röder, 1999; Lazarus ve Folk-man, 1984; Roecker, Dubow ve Donaldson, 1996).

Literatürde başa çıkma konusunda yapılan pek çok çalışma Lazarus ve Folkman'ın (1984) *başa çıkma modelini* temel almaktadır. Lazarus ve Folkman'ın modeline göre başa çıkma, bireyin stresörlerle kar-şılaştığında olası sonuçları değerlendirmesi ve bu

değerlendirme sürecinin onun duygusal ve davranışsal tepkilerini etkilemesi şeklindedir. Lazarus ve Folkman'ın başa çıkma modeli, kendi içinde birincil bilişsel değerlendirme, ikincil bilişsel değerlendirme ve başa çıkma olarak üç aşamalı bir süreç olarak ele alınmaktadır.

Başa çıkma konusunda yapılan çalışmalarda gündelik stresörlerden (Sean, Frances ve Deviney, 1998), insan yaşamını önemli düzeyde değiştirecek kronik hastalıklar (Felton ve Revenson, 1984) ölüm (Strobe, 1993), boşanma (Sandler, Tein ve West, 1994), doğal felaketler (Bokszczanin, 2008; Gilbar ve Hevroni, 2007; İskender ve Ayas, 2003) ve savaş gibi etkiyi daha uzun süren stresörlere karşı bireylerin gösterdiği başa çıkma tepkileri incelenmiştir. Başa çıkmayla ilgili yapılan araştırmalarda, bireyin yaşam kalitesini ve işlevselliğini büyük yaşam olaylarının gündelik olaylardan daha fazla etkilediği fikri uzun süre tartışılmıştır. Sonraları ise, yapılan araştırmalar gündelik zorlukların daha fazla stres kaynağı olduğunu göstermiştir (Boekarts ve Röder, 1999).

Başa çıkma kavramının dayandığı kuramsal yapılarla bağlı olarak yurtdışında ve Türkiye'de ölçme araçlarının geliştirildiği görülmektedir. Bunların başında yurtdışında yaygın olarak kullanılan, *Başa Çıkma Yolları Ölçeği* (*Ways of Coping*; Folkman ve Lazarus, 1985), *Çok Boyutlu Başa Çıkma Envanteri* (*Multidimensional Coping Inventory*; Endler ve Parker, 1990), *Başa Çıkma Stratejileri Envanteri* (*Coping Strategies Inventory*; Tobin, Holroyd, Reynolds ve Wigal, 1989), *COPE Envanteri* (*COPE Inventory*; Carver, Scheier ve Weintraub, 1989) gelmektedir. Türkiye'de ise uyarlama çalışmalarının (Ağargün, Beşiroğlu, Kiran, Özer ve Kara, 2005; Şahin ve Durak, 1995) yanında ölçek geliştirme çalışmalarının da yapıldığı görülmektedir. Bu konuda Özbay ve Şahin'in (1997) geliştirdiği *Stresle Başa Çıkma Tutumları Envanteri*, Aydın'ın (2008) geliştirdiği *Stresle Başa Çıkma Stratejileri Ölçeği* ve Türküm'ün (2002) geliştirdiği *Stresle Başa Çıkma Ölçeği* örnek olarak verilebilir.

Başa çıkmayı ölçmek için geliştirilen ölçeklerin araştırmalarda kullanılması başa çıkmanın psikolojik yapılarla ilişkisinin anlaşılmasına katkı sağlamasına karşın, bazı problemleri de beraberinde getirdiği görülmektedir. Birçok başa çıkma ölçeğinin madde sayısının fazla olması katılımcıların yanıtlarken sıkılmalarına, dikkatlerinin dağılmasına neden olabilmektedir. Bu durumda ise sağlıklı bir ölçümün yapılması güç olmaktadır. Bu konudaki sınırlığı ortadan kaldırmaya yönelik olarak literatürde daha kısa ölçme araçlarının geliştirilmesi ve/veya var olan ölçeklerin kısa formlarının oluşturulması çalışmaların (Carver, 1997; Finset, Steine, Haug-

li, Sten ve Laerum, 2002) yapıldığı görülmektedir. Finset ve arkadaşları, daha önce geliştirilen (Laerum, Steine, Finset ve Lundevall, 1998) Yaklaşma/Kaçınma Başa Çıkma Ölçeğinin bazı maddelerini çıkararak 12 maddelik kısa formunu oluşturmuşlardır. Carver ise, Carver ve arkadaşlarının (1989; 1993) Başa Çıkma Stilleri Ölçeğini (COPE Inventory) yeniden ele almıştır. Carver, çalışmasında önceki ölçeğin işlevsel olmayan alt ölçek ve maddelerini çıkarmış ve kısa formunu oluşturmuştur. Ölçeğin kısa formu her biri ikişer maddeli 14 alt ölçekten meydana gelmektedir.

Yukarıda da belirtildiği gibi, katılımcıların birden fazla özelliği ölçmek için hazırlanan uzun bir ifade listesini cevaplarırken aynı düzeyde dikkatini verememeleri ölçümün güvenilirliğini olumsuz etkilemektedir. Bu durum ise araştırmacıları gerekli psikometrik varsayımları karşılayabilen daha az maddeli ölçme araçlarını kullanmaya yönlendirmiştir. Bu çalışma ile mevcut ölçeklerinin uzunluğundan kaynaklanan problemleri dikkate alarak Carver ve arkadaşlarının (1989; 1993) geliştirdiği 60 maddelik Başa Çıkma Stilleri Ölçeği ve Carver'in (1997) gözden geçirdiği Başa Çıkma Stilleri Ölçeği Kısa Formunun maddeleri kullanarak az maddeli bir formun oluşturulması amaçlanmıştır.

Başa Çıkma Stilleri Ölçeğinin (COPE Inventory) Uzun ve Kısa Formu

Uzun Form: Carver ve arkadaşları (1989) tarafından geliştirilen Başa Çıkma Stilleri Ölçeğinin ilk hali 53 madde ve 14 faktörden oluşmaktadır. Ölçek geliştirilirken Lazarus (1966) ve Lazarus ve Folkman'ın (1984) stres modeli ile Carver ve Scheier'in (1981, 1990) davranışsal kendini düzenleme modeli temel alınmıştır. Carver ve arkadaşları, ilk olarak 13 faktörlü bir yapı öngörmelerine karşın, faktör analizinde alkol ve uyuşturucu madde kullanımıyla ilgili maddenin zihinsel olarak geri çekilme boyutunda olması gerekirken ayrı bir faktöre yüklendiklerini gözlemişlerdir. Bunun üzerine araştırmacılar aracın 14 faktörlü olduğuna karar vermişlerdir. Aracın güvenilirliğini test etmek için Cronbach'ın Alfa katsayısı ve test tekrarı yöntemi kullanılmıştır. Başa Çıkma Stilleri Ölçeğinin alt ölçeklerinin alfa katsayıları en düşük .45 (zihinsel olarak geri çekilme) ve en yüksek (dine yönelme) .92'dir. Test tekrarı sonucunda elde edilen korelasyon katsayıları ise .42 (davranışsal olarak geri çekilme) ve .89 (dine yönelme) aralığında bulunmuştur.

Daha sonra yapılan çalışmalarda (Carver ve ark., 1993) Başa Çıkma Stilleri Ölçeğine mizah boyu-

tu da eklenilerek her biri dört maddeden oluşan 15 faktörlü 60 maddelik bir form oluşturulmuştur. Elde edilen bu faktörler kuramsal olarak üç boyutun içinde yer almaktadır. Aktif başa çıkma, planlama, diğer etkinlikleri bırakma, kendini sınırlandırma/uygun zamanı bekleme ve araşsal sosyal destek arama *problem odaklı başa çıkma*; duygusal sosyal destek arama, olumlu yeniden yorumlama, kabullenme, mizah ve dine yönelme *duygusal odaklı başa çıkma*; duygulara odaklanma ve ortaya koyma, yadsıma, davranışsal ilgiyi kesme, zihinsel ilgiyi kesme ve ilaç/alkol kullanımı ise *işlevsel olmayan başa çıkma* boyutu içinde yer almaktadır. Bir (Asla böyle yapmam) ile dört (Çoğunlukla böyle yaparım) arasında derecelendirilen aracın alt ölçeklerden alınan puanların düşüklüğü o boyutların az kullanıldığını, alınan puanların yüksekliği ise o boyutların daha fazla kullanıldığını hakkında bilgi vermektedir. Buna karşın alınan puanların değerlendirilmesinde kullanılan bir normu yoktur.

Kısa Form: Carver (1997), Başa Çıkma Stilleri Ölçeğinin uzun formundan yola çıkarak az maddeli bir araç geliştirmiştir. Carver daha önceki çalışmalarda kullanışlı olmadığı gerekçesiyle iki faktörü (diğer etkinlikleri bırakma ve kendini sınırlandırma) çıkarıp daha işlevsel olduğu gerekçesiyle başka bir faktör (kendini suçlama) eklemiştir. Bu haliyle ölçeğin kısa formu her biri ikişer maddeli 14 faktörden oluşmuştur. Faktör analizi sonuçlarına göre tüm faktörler toplam varyansın %72.4'ünü açıklamış, dokuz faktörün özdeğeri 1.0'ın üzerinde bulunmuştur. Envanterin alt ölçeklerinin Cronbach'ın Alfa katsayıları .50 (duygulara odaklanma) ile .90 (madde kullanımı) arasında değişmektedir. Uzun formunda olduğu gibi bu kısa formda da her bir alt ölçek ayrı ayrı değerlendirilmektedir. Puanların düşüklüğü o boyutun az kullanıldığını, puanların yüksekliği ise o boyutun daha fazla kullanıldığını işaret etmektedir.

Yöntem

Çalışma Grubu

Baş Çıkma Stilleri Ölçeği Kısa Formunun (BÇSÖ-KF) oluşturulma sürecinde iki çalışma gerçekleştirilmiştir. Birinci çalışma pilot çalışma niteliğinde olup en yüksek faktör yüklerine sahip maddeleri belirlemek amacıyla gerçekleştirilmiştir. Çalışmaya 2007-2008 eğitim-öğretim yılı bahar döneminde okuyan Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesinden 181 (110 kız, 62 erkek ve 9 cinsiyet belirtme-

yen) öğrenci katılmıştır. Çalışma grubunun yaş aralığı 17-24 ($X = 19.49$, $S = 1.32$) arasındadır. İkinci çalışma ise BÇSÖ-KF'nin psikometrik özelliklerini belirlemek amacıyla gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmaya ise Gazi Eğitim Fakültesi ve Diş Hekimliği fakültesinden 275 (199 kız, 68 erkek ve 8 cinsiyet belirtmeyen) öğrenci katılmıştır. İkinci çalışmada yer alan katılımcıların yaş aralığı 17-27 ($X=20$, $S=2.04$) arasında değişmektedir.

Ölçek Maddelerinin Oluşturulması

Baş Çıkma araştırmalarında kullanılmak üzere kısa ve pratik bir araç sunmak amacıyla yapılan bu çalışmada, öncelikle Carver'in (Carver ve ark., 1989, 1993) daha önce arkadaşlarıyla birlikte geliştirdiği ölçeğin gözden geçirilmiş kısa formunun (Carver, 1997) uyarlanması amaçlanmıştır. Bununla ilgili yapılan ön çalışmada bazı maddelerin çalışmadığı görüldüğünden, doğrudan kısa formun uyarlanması yerine daha geniş bir madde havuzunun oluşturularak buradan kısa formun geliştirilmesinin uygun olduğuna karar verilmiştir. Bu nedenle Carver'ın izlediğine benzer bir yol takip edilmiştir. İlk olarak 60 maddelik Baş Çıkma Stilleri Ölçeği temel alınmış, bu ölçekte olmayan ve Carver'ın gözden geçirme çalışmasında eklediği kendini suçlama boyutuna ait iki madde ve bazı maddelerin alternatiflerinin de eklenmesiyle 73 maddelik bir havuz oluşturulmuştur. Ölçek maddelerinin İngilizceden Türkçeye çevirisi yapılmış, daha sonra psikolojik danışma alanında çalışan ve her iki dile de hakim uzmanlarla görüşülerek son şekli verilmiştir. Ölçek maddeleri orijinalinde olduğu gibi 4'lü likert tipi olarak hazırlanmıştır. 1. Asla böyle bir şey yapmam, 2. Çok az böyle yaparım, 3. Orta derecede böyle yaparım, 4. Çoğunlukla böyle yaparım şeklinde puanlama yapılmaktadır. Birinci çalışmada en yüksek faktör yüküne sahip olan ve boyutları en iyi temsil eden 30 madde belirlenmiştir. Ancak araşsal sosyal destek kullanma ve duygusal sosyal destek kullanma boyutları ayrılmadığı için bu boyutlardaki maddelere alternatif ikişer madde yazılarak toplamda 34 maddelik kısa ölçek formu oluşturulmuştur. İkinci çalışma 34 madde üzerinden yapılmış ve daha önce alternatif olarak yazılan maddelerden faktör yükü yüksek olan maddeler alınarak her bir boyutu temsil eden ikişer maddelik ve 14 boyuttan oluşan 28 maddelik kısa form oluşturulmuştur. Ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışmasına ilişkin elde edilen sonuçlar bulgular kısmında verilmiştir.

Tablo 1.

Başa Çıkma Stilleri Ölçeği Kısa Formu yapı matrisi (N=275)

Faktörler	ASDK	MİZ	DOK	MK	KAB	DEB	DİN	YAD	DİK	ZİK	KS	OYY	DSDK	PL
26	.90													
15	.88													
7		.96												
20		.95												
1			.85											
13			.84											
19				.94										
12				.90										
5					.83									
25					.76									
11						.85								
17						.76								
6							.93							
27							.92							
3								.87						
23								.81						
4									.85					
10									.79					
2										.86				
24										.82				
28											.79			
8											.73			
14												.89		
21												.88		
18													.93	
9													.63	
16														.88
22														.76
Faktörler Taraftından Açıklanan Varyans	13.37	9.79	8.75	7.49	5.95	5.48	5.16	4.48	4.16	3.83	3.40	3.07	2.85	2.59
Toplam Varyans (%80.37)														

Not: ASDK: Araşsal Sosyal Destek Kullanma, MİZ: Mizah, DOK: Duygulara Odaklanma ve Ortaya Koyma, MK: Madde Kullanımı, KAB: Kabullenme, DEB: Diğer Etkinlikleri Bırakma, DİN: Dine Yönelme, YAD: Yadsıma, DİK: Davranışsal Olarak İlgili Kesme, ZİK: Zihinsel Olarak İlgili Kesme, KS: Kendini Sınırlandırma, OYY: Olumlu Yeniden Yorumlama, DSDK: Duygusal Sosyal Destek Kullanma, PL: Planlama

BÇSÖ-KF'nin Uyum Geçerliliği Çalışmasında Kullanılan Veri Toplama Araçları

Kişisel Davranış Envanteri (Sosyal Beğenirlik Ölçeği): Kozan (1983) tarafından geliştirilen ölçek "doğru-yanlış" biçiminde işaretlenen 20 maddeden oluşmaktadır. Ölçeği puanlayan kişi sosyal beğenirlik yönünde verdiği her yanıt için bir puan almaktadır. Puanlar 0 ile 20 arasında değişmekte olup yüksek puan sosyal beğenirlik eğiliminin yükseklğine işaret etmektedir.

Benlik Saygısı Ölçeği: Arıca (1999) tarafından

geliştirilen ve 5'li Likert tipinde olan Benlik Saygısı Ölçeği, 32 maddeden oluşmaktadır. Ölçek maddeleri sıklık derecesine göre (1) kesinlikle katılmıyorum, (2) katılmıyorum, (3) kararsızım, (4) katılıyorum ve (5) tamamen katılıyorum şeklinde işaretlenmektedir. Benlik Saygısı Ölçeğinin Cronbach Alpha güvenilirlik katsayısı 0.90 ve iki hafta ara ile uygulanması ile elde edilen korelasyon katsayısı .70 olarak bulunmuştur. Ölçekten alınan en düşük puan düşük öz saygı düzeyini, yüksek puan ise yüksek öz saygı düzeyini işaret etmektedir.

Yaşam Doyum Ölçeği: Yaşam doyumunu ölçen Diener, Emmons, Larsen ve Griffin tarafından (1985) geliştirilmiş ve Köker (1991) tarafından Türkçeye uyarlama çalışması yapılmıştır. Toplam beş maddeden oluşan ölçek Likert tipindedir ve 1 - 7 arasında puanlanmaktadır. Ölçeğin üç hafta ara ile iki kez uygulanan test tekrarı korelasyon katsayısı .85 olarak bulunmuştur. Ölçekten alınan toplam puanın yüksekliği yaşamdan alınan doyumun fazla olduğunu, puanın düşük olması ise doyumun az olduğunu göstermektedir.

A Tipi Kişilik Ölçeği: A-Tipi Kişilik Ölçeği, Rathus ve Nevid'in (1989) çalışması temel alınarak, bireylerin A-tipi ya da B-tipi kişilik özelliklerine sahip olup olmadıklarını belirleyebilmek için Batıgün ve Şahin (2006) tarafından geliştirilmiştir. 25 maddeden oluşan ve 1-5 arası puanlanan Likert tipi bir ölçektir. Ölçekten alınan puan 1 ile 125 aralığında değişmektedir. Dört faktörden oluşan ölçeğin tümü için hesaplanan Cronbach Alpha güvenilirlik katsayısı, birinci örneklem için 0.86, ikinci örneklem için 0.90 bulunmuştur. Ölçekten alınan puanın az olması o kişinin B tipi kişilik özelliğine sahip olduğunu, alınan puanın yüksek olması ise o kişinin A tipi kişilik özelliğine sahip olduğunu göstermektedir.

Verilerin Analizi

Verilerin analizindeki tüm aşamalarda SPSS 15.0 kullanılmıştır. Oluşturulan kısa formun faktör yapısını incelemek için temel bileşenler analizi ile oblimin döndürme tekniğinden yararlanılmıştır. Ayrıca BÇSÖ-KF'nin uyum geçerliği pearson momentler çarpımı korelasyon analizi ile, alt faktörlerin güvenilirlik değerleri ise Cronbach alfa katsayısı ve iki hafta ara ile yapılan test tekrarı yöntemi ile hesaplanmıştır.

Bulgular

Yapı Geçerliği

BÇSÖ-KF'nin yapı geçerliğini test etmek için 275 katılımcıdan elde edilen veriler üzerinde Temel Bileşenler Faktör Analizine dayalı Direct Oblimin döndürme yapılmıştır. Scree Plot grafiğinin öngörülerinden ve ilgili literatürden hareketle araç, 15 faktöre zorlanmış ancak 14 faktörlü çözüm elde edilmiştir. Aktif başa çıkma boyutu planlama boyutu ile karıştığı (ayrışmadığı) için analizden çıkarılmıştır. Analiz sonucunda 14 faktörün BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 80.37'sini açıkladığı görülmüştür (Tablo 1). Boyutlardan dördü (ken-

dini sınırlandırma, olumlu yeniden yorumlama, duygusal sosyal destek kullanma ve planlama) hariç diğerlerinin özdeğerleri 1.0'ın üzerinde çıkmıştır. 14 boyuta ilişkin madde faktör yükleri ve açıkladığı varyansa ilişkin bulgular Tablo 1'de sunulmuştur.

Başarıçıkma Stilleri Ölçeği Kısa Formu'nun (BÇSÖ-KF) Güvenirliğine İlişkin Bulgular

BÇSÖ-KF'nin güvenilirlik çalışmaları kapsamında 275 katılımcıdan elde edilen veriler üzerinde aracın iç tutarlık katsayıları hesaplanmış ve 67 katılımcıya ise iki hafta arayla BÇSÖ-KF uygulanmıştır. Elde edilen bulgular Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2.

BÇSÖ-KF'nin İç Tutarlık Katsayıları ve Test Tekrarı Korelasyon Katsayıları, Aritmetik Ortalama ve Standart Sapma Değerleri

Boyutlar	Cronbach's Alfa	r _{tt}
ASDK	.78	.68**
MİZ	.92	.66**
DOK	.70	.52**
MK	.84	.82**
KAB	.56	.62**
DEB	.50	.51**
DİN	.90	.90**
YAD	.69	.56**
DİK	.59	.48**
ZİK	.62	.63**
KS	.39	.44**
OYY	.76	.61**
DSDK	.85	.59**
PL	.70	.44**

Not: ** p<.01

Tablo 2'ye bakıldığında BÇSÖ-KF'nin boyutlarının iç tutarlık katsayılarının 0.39 ile 0.92 aralığında değiştiği görülmektedir. En yüksek iç tutarlık katsayısının Mizah (0.92), en düşük iç tutarlık katsayısının Kendini Sınırlandırma (0.39) boyutlarına ait olduğu görülmektedir. Diğer taraftan, aracın test tekrarına ilişkin bulgulara bakıldığında ise en yüksek ilişkiyi Dine Yönelme ($r = .90^{**}$, $p < .001$), en düşük ilişkiyi ise Kendini Sınırlandırma ve Planlama boyutlarının ($r = .44^{**}$, $p < .001$) ortaya koyduğu görülmektedir.

Tablo 3.*BÇSÖ-KF ile Diğer Ölçekler Arasındaki İlişkiler** $p < .05$, ** $p < .01$

Boyutlar	ASDK	MİZ	DOK	MK	KAB	DEB	DİN	YAD	DİK	ZİK	KS	OYY	DSDK	PLAN
KDA	.04	-.01	-.01	-.14'	.04	-.02	.04	-.05	-.14'	-.07	.07	.20''	-.03	.20''
ÖS	.03	-.02	-.14'	-.15'	.05	.01	.01	-.14'	-.36''	-.01	-.07	.16''	-.03	.31''
DOY	.01	.01	-.11	-.09	.09	-.08	.13'	-.14'	-.18''	-.06	-.03	.16'	.09	.25''
A-TİP	.10	.10	.03	.12	-.03	.07	.02	-.02	.08	-.04	-.07	-.02	-.02	.12

Not: ASDK: Araçsal Sosyal Destek Kullanma, MİZ: Mizah, DOK: Duygulara Odaklanma ve Ortaya Koyma, MK: Madde Kullanımı, KAB: Kabullenme, DEB: Diğer Etkinlikleri Bırakma, DİN: Dine Yönelme, YAD: Yadsıma, DİK: Davranışsal Olarak İlgiyi Kesme, ZİK: Zihinsel Olarak İlgiyi Kesme, KS: Kendini Sınırlandırma, OYY: Olumlu Yeniden Yorumlama, DSDK: Duygusal Sosyal Destek Kullanma, PL: Planlama, KDA: Kişisel Davranış Anketi, ÖS: Özsaygı, DOY: Yaşam Doyumu, A-Tip: A Tipi Kişilik Ölçeği

Uyum Geçerliliği

BÇSÖ-KF'nin uyum geçerliliğine ilişkin korelasyon katsayıları Tablo 3'te, boyutların birbiriyle olan ilişkileri ise Tablo 4'te sunulmuştur.

Araçsal Sosyal Destek Kullanma, faktör yükleri .90 ile .88 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 13.37'sini açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Araçsal Sosyal Destek Kullan-

ma boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = .04$, $p > .05$), Özsaygı ($r = .03$, $p > .05$), Yaşam Doyumu ($r = .01$, $p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = .10$, $p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. ASDK'nın test tekrarına ilişkin korelasyonu .68, güvenilirlik katsayısı ise 0.78 olarak bulunmuştur.

Mizah, faktör yükleri .96 ile .95 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 9.78'ini açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin

Tablo 4.*BÇSÖ-KF Boyutlarının İnterkorelasyon Katsayıları*

Boyutlar	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1.ASDK	1													
2.MİZ	-.11	1												
3.DOK	.05	.05	1											
4.MK	.04	-.06	.12	1										
5.KAB	.24''	-.04	.09	.30''	1									
6.DEB	.12	.07	.22''	.01	-.10	1								
7.DİN	.16''	-.32''	.16''	.15'	.17''	.018	1							
8.YAD	.21''	.12'	.19''	-.05	.03	.22''	-.08	1						
9.DİK	-.10	.16''	.14'	.13'	.07	.13'	.02	.05	1					
10.ZİK	.17''	-.02	.15'	.02	.14'	.19''	.05	.07	.20''	1				
11.KS	.14'	-.03	.21''	.42''	.48''	-.07	.18''	-.04	.08	.08	1			
12.OYY	.20''	.07	.05	.08	.14'	-.18''	.15'	.04	.11	.12	.03	1		
13.DSDK	.13'	-.02	.01	.09	.20''	.04	.02	.07	.03	.17''	.15'	.05	1	
14.PL	.37''	-.08	-.07	-.10	.36''	-.11	.08	.08	-.20''	.09	.05	.17''	.33''	1

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

Not: ASDK: Araçsal Sosyal Destek Kullanma, MİZ: Mizah, DOK: Duygulara Odaklanma ve Ortaya Koyma, MK: Madde Kullanımı, KAB: Kabullenme, DEB: Diğer Etkinlikleri Bırakma, DİN: Dine Yönelme, YAD: Yadsıma, DİK: Davranışsal Olarak İlgiyi Kesme, ZİK: Zihinsel Olarak İlgiyi Kesme, KS: Kendini Sınırlandırma, OYY: Olumlu Yeniden Yorumlama, DSDK: Duygusal Sosyal Destek Kullanma, PL: Planlama.

Mizah boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = -.01, p > .05$), ÖS: Özsaygı ($r = -.02, p > .05$), Yaşam Doyumu ($r = .01, p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = .10, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. Mizahın test tekrarına ilişkin korelasyonu .66 güvenirlilik katsayısı ise 0.92 olarak bulunmuştur.

Duygulara Odaklanma ve Ortaya Koyma, faktör yükleri .85 ile .84 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 8.75'ini açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Duygulara Odaklanma ve Ortaya Koyma boyutu puanının Özsaygı ($r = -.14, p < .05$) ile anlamlı ilişki bulunmuştur. BÇSÖ-KF'nin Duygulara Odaklanma ve Ortaya Koyma boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = -.01, p > .05$), Yaşam Doyumu ($r = -.11, p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = .03, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. DOK'nın test tekrarına ilişkin korelasyon .52, güvenirlilik katsayısı ise 0.70 olarak bulunmuştur.

Madde Kullanımı, faktör yükleri .94 ile .90 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 7.49'unu açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Madde Kullanımı boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = -.14^*, p < .05$), Özsaygı ($r = -.15^*, p < .05$) ile anlamlı ilişki bulunmuştur. Madde Kullanımı boyutu puanının Yaşam Doyumu ($r = -.09, p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = .12, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. Madde kullanımının test tekrarına ilişkin korelasyonu .82, güvenirlilik katsayısı ise 0.84 olarak bulunmuştur.

Kabullenme, faktör yükleri .83 ile .76 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 5.95'ini açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Kabullenme boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = .04, p > .05$), Özsaygı ($r = .05, p > .05$), Yaşam Doyumu ($r = .09, p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = -.03, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. KAB'nin test tekrarına ilişkin korelasyonu .62, güvenirlilik katsayısı ise 0.56 olarak bulunmuştur.

Diğer Etkinlikleri Bırakma, faktör yükleri .85 ile .76 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 5.48'ini açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Diğer Etkinlikleri Bırakma boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = -.02, p > .05$), Özsaygı ($r = .01, p > .05$), Yaşam Doyumu ($r = -.08, p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = .07, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. Diğer

Etkinlikleri Bırakmanın test tekrarına ilişkin korelasyonu .51, güvenirlilik katsayısı ise 0.50 olarak bulunmuştur.

Dine Yönelme, faktör yükleri .93 ile .92 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 5.16'sını açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Dine Yönelme boyutu puanı ile Yaşam Doyumu ($r = .13^*, p < .05$) arasında anlamlı ilişki bulunmuştur. Sosyal Beğenirlik ile ($r = .04, p > .05$), Özsaygı ($r = .01, p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = .02, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. Dine Yönelmenin test tekrarına ilişkin korelasyonu .90, güvenirlilik katsayısı ise 0.90 olarak bulunmuştur.

Yadsıma, faktör yükleri .85 ile .79 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 4.48'ini açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Yadsıma boyutu puanı Özsaygı ($r = -.14^*, p < .05$) ve Yaşam Doyumu ($r = -.14^*, p < .05$) ile anlamlı ilişki bulunmuştur. Sosyal Beğenirlik ($r = -.05, p > .05$), ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = -.02, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. Yadsımanın test tekrarına ilişkin korelasyonu .56, güvenirlilik katsayısı ise 0.69 olarak bulunmuştur.

Davranışsal Olarak İlgii Kesme, faktör yükleri .85 ile .79 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 4.16'sını açıklamaktadır. Tablo 3'deki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Davranışsal Olarak İlgii Kesme boyutu puanının Özsaygı ($r = .36^*, p < .01$), Yaşam Doyumu ($r = .18^*, p < .01$) ve Sosyal Beğenirlik ile ($r = -.14^*, p < .05$), ile anlamlı ilişki bulunmuştur. A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = .08, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. DİK'nin test tekrarına ilişkin korelasyonu .48, güvenirlilik katsayısı ise 0.59 olarak bulunmuştur.

Zihinsel Olarak İlgii Kesme, faktör yükleri .86 ile .82 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 3.83'ünü açıklamaktadır. Tablo 3'deki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Zihinsel Olarak İlgii Kesme boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = -.07, p > .05$), Özsaygı ($r = -.01, p > .05$), Yaşam Doyumu ($r = -.06, p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = -.04, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. Zihinsel Olarak İlgii Kesme test tekrarına ilişkin korelasyonu .63, güvenirlilik katsayısı ise 0.62 olarak bulunmuştur.

Kendini Sınırlandırma, faktör yükleri .79 ile .73 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 3.40'ını açıklamaktadır.

Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Kendini Sınırlandırma boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = .07, p > .05$), Özsaygı ($r = -.07, p > .05$), Yaşam Doymu ($r = -.03, p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = -.07, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. Kendini Sınırlandırmanın test tekrarına ilişkin korelasyonu .44, güvenilirlik katsayısı ise 0.39 olarak bulunmuştur.

Olumlu Yeniden Yorumlama, faktör yükleri .89 ile .88 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 3.07'sini açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Olumlu Yeniden Yorumlama boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = .20^{**}, p < .01$), Özsaygı ($r = .16^{**}, p < .01$) ve Yaşam Doymu ($r = .16^*, p < .05$) ile anlamlı ilişkiler bulunmuştur. A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = -.02, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. Olumlu Yeniden Yorumlamanın test tekrarına ilişkin korelasyonu .61, güvenilirlik katsayısı ise 0.76 olarak bulunmuştur.

Duygusal Sosyal Destek Kullanma, faktör yükleri .93 ile .63 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 2.85'ini açıklamaktadır. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Duygusal Sosyal Destek Kullanma boyutu puanının Sosyal Beğenirlik ile ($r = -.03, p > .05$), Özsaygı ($r = -.03, p > .05$), Yaşam Doymu ($r = .09, p > .05$) ve A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = -.02, p > .05$) ile anlamlı ilişkileri bulunmamıştır. Duygusal Sosyal Destek Kullanmanın test tekrarına ilişkin korelasyonu .59, güvenilirlik katsayısı ise 0.85 olarak bulunmuştur.

Planlama, faktör yükleri .88 ile .76 arasında değişen iki maddeden oluşmakta ve BÇSÖ-KF'ye ait varyansın % 2.59'unu açıklamaktadır. Tablo 1 incelendiğinde genel olarak, boyutlarda yer alan maddelerin faktör yüklerinin kabul edilen sınırların üzerinde olduğu ve açıklanan varyansın tatminkâr düzeyde bulunduğu söylenebilir. Tablo 3'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde, BÇSÖ-KF'nin Planlama boyutu puanı ile Sosyal Beğenirlik ile ($r = .20^{**}, p < .01$), Özsaygı ($r = .31^{**}, p < .01$) ve Yaşam Doymu ($r = .25^*, p < .05$) arasında anlamlı ilişkiler bulunmuştur. A Tipi Kişilik Ölçeği ($r = .12, p > .05$) ile anlamlı ilişki bulunmamıştır. Planlamanın test tekrarına ilişkin korelasyonu .44, güvenilirlik katsayısı ise 0.70 olarak bulunmuştur.

Tartışma

Bu çalışmada Carver ve arkadaşlarının (1989; 1993) ve Carver'in (1997) yaptığı çalışmalara dayanarak başa çıkma ölçeğinin kısa formunun oluş-

turulması amaçlanmıştır. Öncelikle daha önceki ölçeklerin boyutları temel alınarak madde havuzu oluşturulmuş ve yapı geçerliğini test etmek için temel bileşenler analizine dayalı oblimin döndürme yapılmıştır. Carver'in kısa formunda yer alan kendini suçlama boyutuna ait maddeler bir faktöre yüklenmemiştir. Bunun örneklem seçiminden kaynaklandığını düşünülmektedir. Çünkü Carver başa çıkma ölçeğinin kısa formunu geliştirdiği çalışmasını kasırga felaketi yaşayan kişiler üzerinde yaptığundan, travmaya maruz kalan kişilerin gösterdiği kendini suçlama tepkisi daha net bir şekilde ortaya çıkmıştır. Bu çalışma ise üniversiteye devam eden öğrenciler üzerinde yapılmıştır. Bu nedenle daha çok travmatik durumlarda kendini gösteren kendini suçlama stratejisinin faktör analizinde ortaya çıkmasını engellemiş olabilir. Kendini suçlama boyutunun çalışmamış olmasının ölçeğin geneli üzerinde bir olumsuzluğa yol açacağı düşünülmektedir, çünkü ölçeğin 53 ve 60 maddelik formlarında bu boyut bulunmamaktadır.

Diğer taraftan, maddelerin büyük bir çoğunluğu önceki çalışmalardaki (ölçeğin uzun ve kısa formu) gibi aynı faktörlere yüklenmiş, fakat aktif başa çıkma boyutuna ait bir madde planlama boyutunda yer almıştır. Diğer madde ise tek başına bir boyut gibi durmuştur. Bu nedenle aktif başa çıkma boyutuna ait maddeler veri setinden çıkarılmış, analiz tekrarlandığında 14 faktörlü çözüm elde edilmiştir. Aktif başa çıkma ile planlama boyutları Carver ve arkadaşlarının (1989) çalışmasında yapılan ikinci düzey analizde aynı üst boyutta birleştiği görülmüştür. Bu bulgu, aktif başa çıkma ve planlama boyutlarının benzer bir yapıyı ölçtüğünü işaret etmektedir. Diğer taraftan, yapılan faktör analizi sonucunda açıklanan toplam varyans Carver'in (1997) geliştirdiği Başa Çıkma Ölçeği Kısa Formunun (Brief COPE) açıkladığı varyansın daha fazla yüzdeye sahiptir. Ölçeğin 14 boyutundan dördü (kendini sınırlandırma, olumlu yeniden yorumlama, duygusal sosyal destek kullanma ve planlama) hariç diğerlerinin özdeğerleri 1.0'in üzerinde çıkmıştır. Carver'in çalışmasında ise dokuz faktörün özdeğeri 1.0'in üzerinde, diğer beş faktörün ise 1.0'in altında çıkmıştır. Özetlemek gerekirse, Carver'in ölçeğindeki kendini suçlama ve aktif başa çıkma boyutları bu çalışmada elde edilememiş, öte taraftan Carver'in ölçeğinde olmayan fakat Carver ve arkadaşlarının (1989; 1993) geliştirdiği Başa Çıkma Stilleri Ölçeği uzun formunda yer alan diğer etkinlikleri bırakma ve kendini sınırlandırma boyutları bu çalışmada elde edilen faktör yapıları içerisinde yer almıştır.

BÇSÖ-KF'nin uyum geçerliği sınarken Carver ve arkadaşlarının (1989) izlediği yol takip edilmiştir. Bu amaçla sosyal beğenirlik, A tipi kişilik, özsaygı ve yaşam doyumu gibi kişilik özellikleri uyum geçerliği için kullanılmıştır. Sosyal beğenirlik ile başa çıkma alt boyutları arasındaki ilişkiler incelendiğinde dört boyut hariç diğerleriyle anlamlı bir ilişki bulunmadığı görülmüştür. Bu bulgular, Carver ve arkadaşlarının geçerlik çalışmasındaki bulgularla örtüşmektedir. Adı geçen çalışmada da sosyal beğenirlik sadece iki boyutla ilişkili çıkmıştır. Bu çalışmada ise olumlu/uyumlu başa çıkma stratejileri sosyal beğenirlik ile pozitif yönde, olumsuz/uyumsuz başa çıkma stratejileri sosyal beğenirlik ile negatif yönde ilişkili olduğu görülmüştür. Bu boyutlar içerisinde sadece olumsuz başa çıkma stratejilerinden madde kullanımı ve davranışsal olarak ilgiyi kesme; olumlu stratejilerden olumlu yeniden yorumlama ve planlama boyutları sosyal beğenirlikten etkilenmektedir. Bu bulgular Carver ve arkadaşlarının (1989) çalışmasındaki bulgularla tutarlılık göstermektedir. Adı geçen çalışmada sosyal beğenirlik, olumlu yeniden yorumlama ile pozitif yönde, davranışsal ilgiyi kesme, madde kullanımı, duygulara odaklanma ve ortaya koyma boyutlarıyla negatif yönde ilişkili bulunmuştur. Her iki çalışmada da başa çıkma stratejilerinin genel olarak sosyal beğenirlikten etkilenmediği görülmektedir. Sosyal beğenirlikle ilişkili olan boyutlar ise düşük düzeyde korelasyona sahip olduğu görülmektedir.

Diğer taraftan öz saygı ve yaşam doyumu olumlu başa çıkma stratejileri ile pozitif yönde, olumsuz başa çıkma stratejileriyle negatif yönde ilişkili olduğu görülmüştür. A tipi kişilik ile hiçbir başa çıkma stratejisi anlamlı ilişkiler göstermemiştir. Var olan anlamlı ilişkiler genel olarak düşük düzeyde kalmıştır. Bu sonuçlara bakılarak kişilik değişkenleri ve başa çıkma stratejilerinin aynı yapılar olmadığı, bu nedenle aralarındaki ilişkilerin düşük düzeyde kaldığı söylenebilir.

BÇSÖ-KF'nin güvenilirliği için hesaplanan içtutarlılık katsayıları ve test tekrarı sonuçları, genel olarak aracın psikometrik ölçütleri karşıladığını göstermiştir. Kendini sınırlandırma boyutu hariç diğer boyutların güvenilirlik için kriter olarak belirlenen sınırın üzerinde olduğu söylenebilir. İki hafta arayla yapılan test tekrarı sonuçları ölçeğin güvenilir olduğunu işaret etmektedir. Birkaç boyutun düşük özdeğere, içtutarlılık katsayısına ve korelasyon katsayısına sahip olması ölçeğin çok boyutlu ve boyutların ikiyeşer maddeyle ölçülmesinden kaynaklandığını düşündürmektedir.

BÇSÖ-KF, araştırmacılar tarafından kullanıldığında özdeğerleri ve içtutarlılık katsayıları düşük olan boyutların çeşitli değişkenlerle karşılaştırırken ve yorumlarken dikkatli olmaları önerilebilir. İleride yapılacak çalışmalarda ölçeğin faktör analizinde çalışmayan kendini suçlama boyutu ve görece olarak düşük test tekrarı ve cronbach alfa katsayılarına sahip olan kendini sınırlandırma boyutu başka örneklemelerde gözden geçirilebilir. Ölçeğin uyarlanması yapılırken çalışma grubu üniversite öğrencilerinden seçilmiştir. Ölçeğin ileride dış geçerliğinin test edilmesi ve normunun oluşturulması için üniversite öğrencilerinin dışında yetişkin gruplarında ve travmaya maruz kalmış kişiler üzerinde çalışmalar yapılması önerilebilir.

An Investigation of Psychometric Properties of Coping Styles Scale Brief Form: A Study of Validity and Reliability*

Hasan BACANLI^a
Gazi University

Mustafa SÜRÜCÜ^b
Adıyaman University

Tahsin İLHAN^c
Gaziosmanpaşa University

Abstract

The aim of the current study was to develop a short form of Coping Styles Scale based on COPE Inventory. A total of 275 undergraduate students (114 female, and 74 male) were administered in the first study. In order to test factors structure of Coping Styles Scale Brief Form, principal components factor analysis and direct oblique rotation was used. Factor analysis Results indicated that Coping Styles Scale Brief Form had 14 factors with two items. All factors explained 80.37% of the variance in the scale. In order to test concurrent validity of CSS-BF, the relationship between coping styles, social desirability, self-esteem, life satisfaction and A type personality were examined. Cronbach's alfa coefficient of subscales ranged from 0.39 (Restraint Coping) to 0.92 (Humor) and test re-tests (two weeks interval) coefficients were ranged from .44 (Restraint Coping) to .90 (Religion).

Key Words

Coping, Coping Styles, Validity, Reliability.

Though coping was defined in many different ways in terms of function and theory, the general trend is to define it as a dynamic process consisting of cognitive and behavioral responses given to reduce

the premises/ sources leading to psychological restraint or stress. Besides, the variability of definition caused coping responses to be classified in different ways. The leading ones of those classifications are problem-focused coping versus emotion-focused coping and approach versus avoidance (Boekarts & Röder, 1999; Lazarus & Folkman, 1984; Roecker, Dubow, & Donaldson, 1996).

* The current study was presented as oral presentation in IX. National Psychological Counseling and Guidance Conference, İzmir, Turkey..

a **Hasan BACANLI, Ph.D.**, is currently a professor at the Department of Educational Sciences, Guidance and Psychological Counseling. His research interests include self, personality, social skills, values and values education, cultural psychology, affective education and thinking education. *Correspondence*: Prof. Hasan BACANLI, Gazi University, Gazi Faculty of Education, Teknikokullar 06500 Ankara. E-mail: hasan.bacanli@gmail.com

b **Mustafa SÜRÜCÜ, Ph.D.**, Adıyaman University, Faculty of Education, Department of Guidance and Psychological Counseling, Adıyaman/Turkey.

c **Tahsin İLHAN, Ph.D.**, Gaziosmanpaşa University, Faculty of Education, Department of Guidance and Psychological Counseling, Tokat/Turkey.

In literature, many of the studies on coping are based on the *coping model* of Lazarus and Folkman (1984). According to the model of Lazarus and Folkman, coping means assessing of the individual the possible results at the time of facing stressors and the effect of this assessment process on his/her emotional and behavioral responses. The coping model is discussed as a three-phase process consisting of primary cognitive assessment, secondary cognitive assessment and coping.

In studies on coping, the coping responses of individuals to a variety of stressors ranging from daily ones (Sean, Frances, & Deviney, 1998) to those which may change the person's life signifi-

cantly such as chronic diseases (Felton & Revenson, 1984), death (Stroebe, 1993), divorce (Sandler, Tein, & West, 1994), natural disasters (Bokszczanin, 2008; Gilbar, & Hevroni, 2007; İskender & Ayas, 2003) or war were investigated. In the relevant literature, the idea that major experiences affect the life quality and functionality of an individual more than daily experience was discussed for a long time. However, last studies pointed out that daily challenges are more a source of stress (Boekarts & Röder, 1999).

Various measurement tools were developed both in Turkey and abroad based on the theoretical structures on which the concept of coping depends. The leading ones used widely abroad are *Ways of Coping* (Folkman & Lazarus, 1985), *Multidimensional Coping Inventory* (Endler & Parker, 1990), *Coping Strategies Inventory* (Tobin, Holroyd, Reynolds, & Wigal, 1989), *COPE Inventory* (Carver, Scheier, & Weintraub, 1989). In Turkey, on the other hand, scale development studies are also being conducted together with adaptation studies (Ağargün, Beşiroğlu, Kiran, Özer, & Kara, 2005; Şahin & Durak, 1995). *Inventory for Attitudes of Coping with Stress* developed by Özbay and Şahin (1997), *Scale for Strategies of Coping with Stress* developed by Aydın (2008) and *Coping with Stress Scale* developed by Türküm (2002) can be given as examples.

It is realized that, though using the scales for measuring coping in studies contributes to understanding the relation of coping with the psychological structures, this causes some problems as well. The fact that many of the coping scales include a large number of items causes the participants to become impatient and distracted, in which case a healthy measurement gets difficult. It can be seen that in literature, brief scale instruments were developed and/or the existing scales were revised in a brief form (Carver, 1997; Finset, Steine, Haugli, Sten, & Laerum, 2002) in order to eliminate those drawbacks. Finset et al. (2002) formed a 12-item The Brief Approach/Avoidance Coping Questionnaire by omitting some items of the scale developed formerly by Laerum, Steine, Finset, and Lundevall (1998). Carver, revised the 60-item scale (COPE) developed by Carver et al., (1989) based on *coping model* of Lazarus (Lazarus, 1966; Lazarus & Folkman, 1984) and *behavioral self-regulation model* of Carver and Scheier (1981, 1990). Carver omitted the non-functional sub-scale and items of the previous scale and composed a brief form. The brief form consists of 14 subscales, each subscale has two items.

As mentioned previously, the fact that participants cannot keep their attention fully awake during fulfilling a long list prepared to measure several distinct features affects the reliability of the measure negatively. This fact directed the researchers to using scales consisting of fewer items and supplying the required psychometric hypotheses. This study aims to develop a short form of Coping Styles Scale based on COPE Inventory (Carver, 1997; Carver et al., 1989, 1993).

Method

Participants

During the development of Coping Styles Scale Brief Form (CSS-BF), in the first sample 181 (110 female, 62 male and 9 gender not-stated) and in the second sample 275 (199 female, 68 male and 8 gender not-stated) university students participated in the study. In the first sample, the age range is 17-24 ($X = 19.49$, $S = 1.32$) and in the second, the range is 17-27 ($X = 20$; $S = 2.04$). The participant students were from Gazi University Faculty of Education and Faculty of Dentistry.

Composing of Item Pool

In this study, which aims to present a brief and practical instrument to be used in coping studies, 73 items from the COPE scale developed by Carver et al. (1989) and Carver (1997) and the brief form of the same scale were specified. The scale items were translated from English to Turkish and the scale was settled after being examined by experts studying on psychological counseling and fluent in both languages. The scale items were prepared as 4-point Likert type ranging from 1 (*I usually don't do this at all*) to 4 (*I usually do this a lot*) as in the original scale. In the first study, 30 items which have the highest factor loading and represent the dimensions best were determined. However, since Seeking Instrumental Social Support and Seeking Emotional Social Support were not differentiated, two items for Seeking Instrumental Social Support and Seeking Emotional Social Support were added alternatively and a brief form of 34 items was composed. The second study was done regarding the 34 items and the items with a higher factor loading of those items written alternatively were picked and a brief form consisting of 28 items, that is, 14 scales and two items representing each scale. The results regarding the validity and reliability of the scale are explained in Findings.

Measurements

Personal Behavior Inventory (Social Desirability Scale): The scale developed by Kozan (1983) consists of 20 items pointed as "true-false." The person giving points for the scale gets one point for each answer he/she gives for social desirability. The points vary between 0-20 and the higher the point is, a higher tendency for social desirability it indicates.

Self-Esteem Scale: The self-esteem scale developed by Arıcaç (1999) measures the self-esteem formed as a result of assessing oneself and whether the person is content with himself/herself. This scale is prepared in 4-answer-options Likert type and consists of 32 items expressing the self-respect attitude of the person both negatively and positively. The scale items are range from 1 (*strongly disagree*) to 5 (*strongly agree*) The Cronbach's alpha reliability coefficient of the scale was .90.

Life Satisfaction Scale: The life satisfaction scale was developed by Diener, Emmons, Larsen, and Griffin (1985) and was adapted to Turkish by Köker (1991). The scale which consists of five items is in Likert type ranging from 1 (*strongly disagree*) to 5 (*strongly agree*) Test-retest reliability correlation of the scale performed twice with an interval of three weeks was calculated .85. Cronbach-Alpha reliability correlation was obtained as .76 in the reliability study of the scale with the teachers.

Type A Personality: Type A Personality Scale was developed by Batıgün and Şahin (2006) with the inspiration of a question list prepared by Rathus and Nevid (1989) with help from three different sources in order to determine whether the individuals bear type A or type B personality characteristics. It is a Likert type scale ranged from 1 to 5 and consists of 25 items.

Results

Construct Validity

In order to test the Construct validity of CSS-BF, Direct Oblique rotation based on Principal Components Factor Analysis was used. Starting from the estimations of Scree Plot graph and the relevant literature, the instrument was forced to 15 factors but a result of 14 factors was obtained. Active Coping scale' items and planning subscale' items loaded in the same factor. Because of this Active Coping scale' items were omitted. Results of the analysis revealed that the 14 factors accounted for 80.37% of the variance of CSS-BF. The eigenvalues of all

scales excluding four (restraint coping, positive interpretation, using emotional social support and planning) were greater than 1.0.

Reliability and Concurrent Validity of Coping Styles Scale Brief Form

Internal consistency coefficients of the CSS-BF were calculated on data obtained from 275 participants and CSS-BF was applied to 67 participants in two weeks interval. The internal consistency coefficients of scales of CSS-BF varies between 0.39 and 0.92. The highest internal consistency coefficient is that of Humor (0.92) and the lowest internal consistency coefficient is that of Restraint Coping (0.39). On the other hand, when the results on the test-retest of the scale are examined, the strongest correlated one is Turning to Religion ($r = .90^{**}$, $p < .001$), while the lowest correlated scales are Restraint Coping and Planning. As a result, the fact that the internal consistency coefficients of Using Instrumental Social Support, Humor, Focus on and Venting of Emotions, Substance Use, Turning to Religion, Positive Reinterpretation, Using Emotional Social Support and Planning exceed the accepted value of 0.70 is regarded as a proof of the reliability of CSS-BF. Also, that the internal consistency coefficients of the scales like Acceptance, Suppression of Competing Activities, Denial, Behavioral Disengagement and Mental Disengagement exceed the lowest acceptable value of 0.50 may serve as a verification of the reliability of CSS-BF. The fact that the internal consistency coefficient of Restraint Coping scale is below the lowest value of 0.50 shows that the Restraint Coping scale is below the expected reliability.

Using Instrumental Social Support consists of two items with factor loadings changing between .90 to .88 and accounts for 13.37% of the variance of CSS-BF. Using Instrumental Social Support was not correlated with Social Desirability ($r = .04$, $p > .05$), Self-Esteem ($r = .03$, $p > .05$), Life Satisfaction ($r = .01$, $p > .05$) and Type A Personality ($r = .10$, $p > .05$) The test-retest correlation of the subscale was found as .68, and the reliability coefficient as 0.78.

Humor consists of two items with factor loadings changing between .96 to .95 and accounts for 9.78% of the variance of CSS-BF. Humor did not have any significant correlation with Social Desirability ($r = -.01$, $p > .05$), Self-Esteem ($r = -.02$, $p > .05$), Life Satisfaction ($r = .01$, $p > .05$) and Type A Personality ($r = .10$, $p > .05$) The test-retest correlation of Humor was found as .66 and the reliability coefficient as 0.92.

Focus on and Venting of Emotions consists of two items with factor loadings changing between .85 to .84 and accounts for 8.75% of the variance of CSS-BF. Focus on and Venting of Emotions had a unique correlation with Self-Esteem ($r = -.14^*$, $p < .05$) On the other hand, Focus on and Venting of Emotions did not have any significant correlation with Social Desirability ($r = -.01$, $p > .05$), Life Satisfaction ($r = -.11$, $p > .05$) and Type A Personality Scale ($r = .03$, $p > .05$). The test-retest correlation of Focus on and Venting of Emotions was found as .52, and the reliability coefficient as 0.70.

Substance Use consists of two items with factor loadings changing between .94 to .90 and accounts for 7.49% of the variance of CSS-BF. Substance Use significantly correlated with and Social Desirability ($r = -.14^*$, $p < .05$) and Self-Esteem ($r = -.15^*$, $p < .05$) On the other hand, there was no significant correlation between Substance Use and Life Satisfaction ($r = -.09$, $p > .05$) and Type A Personality ($r = .12$, $p > .05$). The test-retest correlation of Substance Use was found as .82 and the reliability coefficient as $\alpha = 0.84$.

Acceptance consists of two items with factor loadings changing between .83 to .76 and accounts for 5.95% of the variance of CSS-BF. Acceptance did not have any significant correlation with Social Desirability ($r = .04$, $p > .05$), Self-Esteem ($r = .05$, $p > .05$), Life Satisfaction ($r = .09$, $p > .05$) and Type A Personality ($r = -.03$, $p > .05$) was found. The test-retest correlation of Acceptance was found as .62 and the reliability coefficient as $\alpha = 0.56$.

Suppression of Competing Activities consists of two items with factor loadings changing between .85 to .76 and accounts for 5.48% of the variance of CSS-BF. Suppression of Competing Activities did not have any significant correlation with Social Desirability ($r = -.02$, $p > .05$), Self-Esteem ($r = .01$, $p > .05$), Life Satisfaction ($r = -.08$, $p > .05$) and Type A Personality ($r = .07$, $p > .05$). The test-retest correlation of Suppression of Competing Activities was found as .51 and the reliability coefficient as 0.50.

Turning to Religion consists of two items with factor loadings changing between .93 to .92 and accounts for 5.16% of the variance of CSS-BF. Turning to Religion had a unique significant correlation with Life Satisfaction ($r = .13^*$, $p < .05$). On the other hand, no significant correlation between Turning to Religion, Social Desirability ($r = .04$, $p > .05$), Self-Esteem ($r = .01$, $p > .05$) and Type A Personality Scale ($r = .02$, $p > .05$) was found. The test-retest correlation of Turning to Religion was found as .90, and the reliability coefficient as 0.90.

Denial consists of two items with factor loadings changing between .85 to .79 and accounts for 4.48% of the variance of CSS-BF. Denial significantly correlated with Self-Esteem ($r = -.14^*$, $p < .05$) and Life Satisfaction ($r = -.09^*$, $p < .05$). Denial did not have significant correlation with Social Desirability ($r = -.05$, $p > .05$) and Type A Personality ($r = -.02$, $p > .05$). The test-retest correlation of Denial was found as .56 and the reliability coefficient as 0.69.

Behavioral Disengagement consists of two items with factor loadings changing between .85 to .79 and accounts for 4.16% of the variance of CSS-BF. Behavioral Disengagement significantly correlated with Self-Esteem ($r = .36^{**}$, $p < .01$), Life Satisfaction ($r = .18^{**}$, $p < .01$) and Social Desirability ($r = -.14^*$, $p > .05$) but, the correlation between Behavioral Disengagement and Type A Personality ($r = .08$, $p > .05$) was not significant. The test-retest correlation of Behavioral Disengagement was found as .48, and the reliability coefficient as 0.59.

Mental Disengagement consists of two items with factor loadings changing between .86 to .82 and accounts for 3.83% of the variance of CSS-BF. Humor had no significant correlation with Social Desirability ($r = -.07$, $p > .05$), Self-Esteem ($r = -.01$, $p > .05$), Life Satisfaction ($r = -.06$, $p > .05$) and Type A Personality ($r = -.04$, $p > .05$) The test-retest correlation of Mental Disengagement was found as .63, and the reliability coefficient as 0.62.

Restraint Coping consists of two items with factor loadings changing between .79 to .73 and accounts for 3.40% of the variance of CSS-BF. Restraint Coping did not have any significant correlation with Social Desirability ($r = .07$, $p > .05$), Self-Esteem ($r = -.07$, $p > .05$), Life Satisfaction ($r = -.03$, $p > .05$) and Type A Personality Scale ($r = -.07$, $p > .05$) The test-retest correlation of Restraint Coping was found as .44 and the reliability coefficient as 0.39.

Positive Reinterpretation consists of two items with factor loadings changing between .89 to .88 and accounts for 3.07% of the variance of CSS-BF. Positive Reinterpretation Significantly correlated with Social Desirability ($r = .20^{**}$, $p < .01$), Self-Esteem ($r = .16^*$, $p < .01$) and Life Satisfaction ($r = .16^*$, $p < .05$), but the correlation between Positive Reinterpretation and Type A Personality ($r = -.02$, $p > .05$) was not significant. The test-retest correlation of Positive Reinterpretation was found as .61 and the reliability coefficient as 0.76.

Using Emotional Social Support consists of two items with factor loadings changing between .93 to .63 and accounts for 2.85% of the variance of

CSS-BF. Using Emotional Social Support had no significant correlation with Social Desirability ($r = -.03, p > .05$), Self-Esteem ($r = -.03, p > .05$), Life Satisfaction ($r = .09, p > .05$) and Type A Personality ($r = -.02, p > .05$). The test-retest correlation of Using Emotional Social Support was found as .59, and the reliability coefficient as 0.85.

Planning consists of two items with factor loadings changing between .88 to .76 and accounts for 2.59% of the variance of CSS-BF. The confirmatory factor analysis results showed the factor loadings of the items of scales are above the accepted limits. *Planning* had Significant correlations with Social Desirability ($r = .20^{**}, p < .01$), Self-Esteem ($r = .31^{**}, p < .01$), Life Satisfaction ($r = .25^{*}, p < .05$), but the correlation *Planning* and Type A Personality ($r = .12, p > .05$) was not significant. The test-retest correlation of *Planning* was found as .44, and the reliability coefficient as 0.70.

Discussion

In this study, the aim was to create a brief form of Coping Styles Scale based on the studies of Carver et al. (1989; 1993) and Carver (1997). First of all, a pool of items was established based on the scales of previous studies of Carver et al. and direct oblique rotation built on basic components analysis was used in order to test the structural validity. The items belonging to the self-blame scale in Carver's short form were not loaded on any factors. This is considered to be resulting from the choice of samples. Because, since Carver applied his study that he developed the brief form of COPE Inventory on people who experienced the hurricane disaster, the self-blaming response of people who were exposed to that trauma was demonstrated more clearly. However, this study was performed on undergraduates. That's why; it may have prevented the displaying of self-blame strategy, which is often present in traumatic events, in the factor analysis.

On the other hand, most of the items were loaded on the same factors as in previous studies, but one item belonging to active coping scale was loaded into the planning factor. And the other item stood like a scale by itself. That's why, the items of active coping scale were excluded from the set of data and a result of 14 factors was reached when the analysis was repeated. Active coping and planning scales were loaded into same factor in the second level analysis realized in the study of Carver et al. (1989; 1993). This finding demonstrates that ac-

tive coping and planning scales measure a similar structure. Moreover, the total variance expressed at the end of the performed factor analysis bears a greater percentage than the variance expressed in the coping scale brief form (COPE) developed by Carver (1997). The eigenvalues of all 14 scales of the inventory except four (restraint coping, positive reinterpretation, using emotional social support and planning) were greater than 1.0. In Carver's study, however, the eigenvalues of nine factors exceeded 1.0 and the other five were below 1.0. In short, self-blame and active coping scales in Carver's scale were not studied in this research; but on the other hand, suppression of competing activities and restraint coping, which were excluded from Carver's scale but were present in the long form of Coping Inventory developed by Carver et al. took place among the factor structures reached during this study.

Carver and colleagues' (1989) approach was followed to test the concurrent validity of CSS-BF. Personality features like social desirability, Type A personality, self-esteem and life satisfaction were used for concurrent validity. When the correlations between social desirability and the scales of coping were analyzed, it was seen that there were no significant correlations except four scales. The results are consistent with findings of the validity study of Carver et al. Also in the mentioned study, social desirability correlated with only two of the scales. In this study, it was noted that positive/compliant coping strategies correlated with social desirability positively and the negative/non-compliant coping strategies correlated with social desirability negatively. Within those scales, only substance use and behavioral disengagement among negative coping strategies and positive reinterpretation and planning scales among positive strategies are affected from social desirability. Those findings are consistent with the findings in the study of Carver et al.

In the above mentioned study, the social desirability correlated positively with positive reinterpretation scale and negatively with behavioral disengagement, substance use and focus on and venting of emotions. In both studies, the coping strategies were seen not to be affected by social desirability in general. And those which are correlated with social desirability are weakly correlated. On the other hand, self-esteem and life satisfaction are correlated positively with positive coping strategies and negatively with negative ones. No significant correlations between type A personality and any of

the coping strategies were marked. There are moderate meaningful correlations; however they are at low levels. Considering those results, it could be claimed that personality variables and coping strategies are not same structures and that's why, they are weakly correlated.

Internal consistency coefficients calculated for the reliability of CSS-BF and test-retest results proved that the instrument meets the psychometric criteria. It could be said that all the scales except restraint coping are above the limit determined as a criterion for reliability. The results of the re-tests applied in two weeks' intervals show that the scale is reliable. The fact that some of the scales have low eigenvalues, internal consistency coefficients and correlation coefficients is thought to be caused by that the study includes many scales and each scale is measured by two items.

When this instrument is used by researchers, it is recommended that one should be careful at comparing the scales with low eigenvalues and internal consistency coefficients to other variables and at interpretation. During the adaptation of the scale, the sample was chosen among undergraduates. It may be proposed to make studies on adults other than undergraduates or traumatic people in order to test the external reliability of the scale and to form the norm.

References/Kaynakça

Ağarün, M. Y., Beşiroğlu, L., Kiran, Ü. K., Özer, Ö. K. ve Kara, H. (2005). COPE (Başa Çıkma Tutumlarının Değerlendirme Ölçeği): Psikometrik özelliklere ilişkin bir ön çalışma. *Anadolu Psikiyatri Dergisi*, 6, 221-226.

Aydın, K. B. (2008). Stresle başa çıkma stratejileri ölçeğinin geliştirilmesi. *Eurasian Journal of Educational Research*, 30, 33-47.

Arıcak, O. T. (1999). *Grupla psikolojik danışma yoluyla benlik saygısı ve mesleki benlik saygısının geliştirilmesi*. Yayınlanmamış doktora tezi, Marmara Üniversitesi, İstanbul.

Batgün, A. D. ve Şahin, N. H. (2006). İş stresi ve sağlık psikolojisi araştırmaları için iki ölçek: A-tipi kişilik ve iş doyumu. *Türk Psikiyatri Dergisi*, 17 (1),32-45.

Boekearts, M., & Röder, I. (1999). Stres, coping and adjustmeny in children with a chronic disase: A review of the literature. *Disability and Rehabilitation*, 21 (7), 311-337.

Bokszczanin, A. (2008). Parental support, family conflict, and overprotectiveness: Predicting PTSD symptom levels of adolescents 28 months after a natural disaster. *Anxiety, Stress & Coping*, 21 (4), 325-335.

Carver, C. S. (1997). You want to measure coping but your protocol's too long: Consider the brief COPE. *International Journal of behavioral medicine*, 4 (1), 92-100.

Carver, C. S., & Scheier, M. F. (1981). *Attention and self-regulation: A control-theory approach to human behavior*. New York: Springer-Vedag.

Carver, C.S., & Scheier, M.F. (1990). Principles of self regulation: Action and emotion. In E. T. Higgins & R. M. Soffenlino (Eds.). *Handbook of motivation and cognition: Foundations of social behavior* (Vol. 2, pp. 3-52). New York: Guilford.

Carver, C. S., Scheier, M. F., & Weintraub, J. K. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56 (2), 267-283.

Carver, C. S., Pozo, C., Harris, S. D., Nodega, V., Sobeier, M. F., Robinson, D. S. et al. (1993). How coping mediates the effect of optimism on distress: A study of women with early stage breast cancer. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 375-390.

Diener, E., Emmons R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49 (1), 71-75.

Endler, N. S., & Parker, J. D. A. (1990). Multidimensional assessment of coping: A critical evaluation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 844-854.

Felton, B. J., & Revenson, T. A. (1984). Coping with chronic illness: A study of illness controllability and the influence of coping strategies on psychological adjustment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52 (3), 343-353.

Finset, A., Steine, Haugli, Sten, E., & Laerum, E. (2002). The brief approach/avoidance coping questionnaire: Development and validation. *Psychology, Health & Medicine*, 7 (1), 75-85.

Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1985). If it changes it must be a process: A study of emotion and coping during three stages of a college examination. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48, 150-170.

Gilbar, O., & Hevroni, A. (2007). Counterfactuals, coping strategies and psychological distress among breast cancer patients. *Anxiety, Stress & Coping, Volume*, 20 (4), 383-392.

İskender, M. ve Ayas, T. (2003) Deprem sonrası stres bozukluğu ve başa çıkma tutumlarının karşılaştırılması olarak incelenmesi. *Sakarya Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 5, 49-62.

Kozan, K. (1983). Davranış bilimleri araştırmalarında sosyal beğenirlik boyutu ve Türkiye için bir sosyal beğenirlik ölçeği. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 10 (3), 447-478.

Köker, S. (1991). *Normal ve sorunlu ergenlerin yaşam doyumu düzeylerinin karşılaştırılması*. Yayınlanmamış yüksek lisans tezi, Ankara Üniversitesi, Ankara.

Laerum, E., Steine S., Finset, A., & Lundevall, S. (1998). Complex health problems in general practice: Do we need an instrument for consultation improvement and patient involvement? Theoretical foundation, development and user evaluation of the Patient Perspective Survey (PPS). *Family Practice*, 15 (2), 172-181.

Lazarus, R. S. (1966). *Psychological stress and the coping process*. New York: McGraw-Hill.

Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.

Özbay, Y. ve Şahin, B. (1997, Eylül). *Stresle başa çıkma tutumları envanteri: Geçerlilik ve güvenilirlik çalışması*. IV. Ulusal Psikolojik Danışma ve Rehberlik Kongresi'nde sunulan bildirisi, Ankara.

Rathus, S. A., & Nevid, J. S. (1989). Stress: What it is and what it does. *Psychology and the Challenges of Life. Adjustment and Growth* (4th ed., pp. 181-229). New York: Holt, Rinehart and Winston

Roecker, E. C., Dubow, E., & Donaldson, D. (1996). Cross-situational patterns in children's coping with observed interpersonal conflict. *Journal of Clinical Child Psychology*, 25 (3), 288-299.

Sandler, I. N., Tein Y. J., & West, S. G. (1994). Coping, stress, and the psychological symptoms of children of divorce: A cross-sectional and longitudinal study. *Child Development*, 65 (6), 1744-1763.

Sean, C. A. B., Frances, P. M., & Deviney, P. (1998). A social-contextual model of coping with everyday problems across the lifespan. *International Journal of Behavioral Development*, 22 (2), 239-261.

Stroebe, M. (1993). The name assigned to the document by the author. This field may also contain sub-titles, series names, and report numbers. Coping with bereavement: A review of the grief work hypothesis. *OMEGA*, 26, 19-42.

Şahin, N. H. ve Durak, A. (1995). Stresle başa çıkma tarzları ölçeği: Üniversite öğrencileri için uygulanması. *Türk Psikoloji Dergisi*, 10 (34), 56-73.

Tobin, D. L., Holroyd, K. A., Reynolds, R. V. & Wigal, J. K. (1989). The hierachical factor structure of the coping strategies inventory. *Cognitive Therapy and Research*, 13, 343-361.

Türküm, A. S. (2002). Stresle başa çıkma ölçeğinin geliştirilmesi: Geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi*, 2 (18), 25-34.