Matematik Yetkinlik Beklentisi Bilgilendirici Kaynaklar Ölçeği'nin Geçerlik ve Güvenirlik Çalışmaları

*Ragıp ÖZYÜREK**

Öz

Bu araştırmada lise öğrencileri için geliştirilen Matematik Yetkinlik Beklentisi Bilgilendirici Kaynaklar Ölçeği'nin yapı ve ayırt edici geçerliği süreci açıklanmıştır. Araştırmaya toplam 692 lise öğrencisi katılmıştır. Araştırmada ölçeğin yapı geçerliği kapsamında hem açımlayıcı hem de doğrulayıcı faktör analizleri yapılmıştır. Ayırt edici geçerlik kapsamında da matematik yetkinliği bilgilendirici kaynaklarının cinsiyet ve sınıf düzeyleri gibi birey girdileri açısından farklılık gösterip göstermediği incelenmiştir. Açımlayıcı faktör analizleri sonucunda üç faktörlü çözüm elde edilmesine karşın doğrulayıcı faktör analizinin bulguları dört faktörlü modelin geçerliğine işaret etmiştir. Daha sonra cinsiyet ve sınıf düzeyine göre çok değişkenli karşılaştırmalar yapılmış ve özellikle sınıf düzeyi değişkeninin bilgilendirici kaynakların varyansını açıklamada etkili olmadığı bulunmuştur. Elde edilen bulgular alanyazın ışığında tartışılmış ve yeni araştırmalar için önerilere yer verilmiştir.

Anahtar Kelimeler

Matematik Yetkinlik Beklentisi Bilgilendirici Kaynakları, Ölçek Geliştirme, Geçerlik ve Güvenirlik.

* Çukurova Üniversitesi Eğitim Fakültesi Eğitim Bilimleri Bölümü Öğretim Üyesi.

Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri / Educational Sciences: Theory & Practice
10 (1) • Kış / Winter 2010 • 419-447

© 2010 Eğitim Danışmanlığı ve Araştırmaları İletişim Hizmetleri Tic. Ltd. Şti.

Doç. Dr. Ragıp ÖZYÜREK
Çukurova Üniversitesi Eğitim Fakültesi Eğitim Bilimleri Bölümü.
Psikolojik Danışma ve Rehberlik Anabilim Dalı
01330 Balcalı / Adana
Elektronik Posta: canlura@cu.edu.tr

Yayın ve Diğer Çalışmalardan Seçmeler

Özyürek, R. (2005). Informative sources of math-related self-efficacy expectations and their relationship with math-related self-efficacy, interest and preference. *InternationalJournal of Psychology*, *40*, 145-156.

Özyürek, R. (2002). Liseli öğrenciler için matematik yetkinlik beklentisi bilgilendirici kaynaklar ölçeğinin geliştirilmesi: Ön çalışma. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, *32*, 502-531.

Özyürek, R. (2002). Global ve özgül yetkinlik beklentisi ölçümlerinin benzerlik ve farklılaştıkları konular ile meslek danışmanlığında kullanılmaları. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, *30*, 250-270.

Özyürek, R. (2002). Kız ve erkek on birinci sınıf öğrencilerinin kariyer yetkinlik beklentisi, kariyer seçenekleri zenginliği, akademik performans ve yetenekleri arasındaki ilişkiler. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi, 17,* 19-32.

Özyürek, R. (2001). Global kariyer yetkinlik beklentisi ölçümü ve meslek danışmanlığı uygulamalarında kullanımı. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, *28*, 557-571.

Özyürek, R. (1995). *Fen bilimleri alanını seçen öğrencilerin kariyer yetkinlik beklentisi ile kariyer seçenekleri zenginliği ve üniversiteye giriş sınavlarındaki performansları arasındaki ilişki.* Yayımlanmamış doktora tezi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.

Matematik Yetkinlik Beklentisi Bilgilendirici Kaynaklar Ölçeği'nin Geçerlik ve Güvenirlik Çalışmaları*

Ragıp ÖZYÜREK

Bandura (1977)'nın kendini yetkin görme beklentileri hakkındaki makalesi yayımlandıktan sonra bu konu mesleki psikoloji alanında ilk olarak Betz ve Hackett (Betz & Hackett, 1981; Hackett & Betz, 1981) tarafından incelenmiştir. Konuyla ilgili araştırma bulgularının genişlemesi sonucunda Lent, Brown ve Hackett (1994, 1996a) tarafından Sosyal Bilişsel Kariyer Teorisi (SBKT) geliştirilmiştir. Daha sonraki yıllarda ise yeni araştırma bulgularına paralel biçimde ilave kuramsal açıklamalar yapılmıştır (örneğin, Lent, 2005; Lent & Brown, 2006; Lent et al., 2000).

Bandura (1977, 1986, 1997), yetkinlik beklentisini bireyin belirli bir görev ya da etkinlikte başarılı biçimde performans göstermeyle ilgili inancı olarak tanımlamaktadır. Bu güven kişinin yeteneklerinden bağımsız değildir ve yetkinlik beklentisi algıları davranışın önemli bir belirleyicisidir. Lent (2005)'e göre, geleneksel nitel araştırma taramalarında en çok yetkinlik beklentisine dikkat edilmiş ve şu sonuçlara ulaşılmıştır: (a) yetkinlik beklentisi, kariyerle ilişkili ilgilerin, seçim, başarı veya performansın yordayıcısıdır; (b) SBKT'de yetkinlik beklentisi, performans ve ilgiler arasında denenceleştirilen nedensel ilişkiler deneysel ve "path-analitik" çalışmalar tarafından desteklenmiştir ve (c) yetkinlik beklentisi algılarındaki cinsiyet farklılıkları, mesleki tercihlerdeki cinsiyet farklılıklarını açıklamaya katkıda bulunmaktadır.

Kariyere uygun ortamlar söz konusu olduğunda yetkinlik beklentisinin değiştirilmesinde bilgilendirici kaynaklar önemli bir role sahiptir-

---

* Makale ile ilgilenen kişiler Ragıp Özyürek Çukurova Üniversitesi Eğitim Fakültesi 01 330 Balcalı / ADANA adresine başvurabilirler. E-posta: canlura@cu.edu.tr

ler (Lent & Brown, 2006). Bandura (1997)'ya göre, yetkinlik beklentisi inançları dört temel bilgilendirici kaynak yoluyla kazanılabilir ve revize edilebilir: (a) *kişisel performanslar*ın olması, (b) dolaylı öğrenme, (c) sosyal ikna ve (d) algılanmış fizyolojik ve duygusal durumlar. Bu kaynaklardan yetkinlik beklentisi üzerinde en önemli etkiye *kişisel performanslar* sahiptir. Tekrarlanan başarılı yaşantılar belirli bir görevle ilgili olan yetkinlik beklentisini yükseltir. Başarısız yaşantılar ise düşmesinde etkili olmaktadır. Dolaylı öğrenme başarılı modellerin gözlenmesi ya da görevlerin nasıl yapılacağını başkalarından dolaylı biçimde öğrenmeyle ilgilidir. Belirli bir görevi yerine getirirken karşılaşılan zor durumlarda destekleyici mesajlar ve cesaretlendirmeler gibi durumlar sosyal ikna için bir örnek olabilir. Belirli bir alanda, kolaylaştırıcı duyuşsal durumlar yaşantısı, yetkinlik algılarının güçlenmesini sağlayabilir ya da bir öğrencinin matematik sınavlarında kendisini zorlanmış hissetmesi, yetkinliğin düşmesini etkileyebilir.

Bu araştırma, matematik yetkinlik beklentisi (math self-efficacy expectation) bilgilendirici kaynakları ile ilgilidir ve bu konu şimdiye kadar çeşitli araştırmacılar tarafından incelenmiştir. Örneğin, Matsui, Matsui ve Ohnishi (1990), bilgilendirici kaynakların matematik yetkinlik beklentisinin varyansının sınırlı (yaklaşık % 30) bir kısmını açıkladığını belirtmişlerdir. Ayrıca, sosyal ikna kaynağının matematik yetkinlik beklentisine olan katkısı, *kişisel performanslar* kaynağı ile yüksek korelasyon gösterdiği için anlamlı bulunmamıştır.

Lent, Lopez ve Bieschke (1991) de benzer şekilde bilgilendirici kaynaklar ile matematik yetkinlik beklentisi ve matematik performansı arasında anlamlı ilişkiler bulmuşlardır. Ayrıca, bu dört bilgilendirici kaynaktan, yalnızca *kişisel performanslar* kaynağı yetkinlik beklentisindeki varyansı anlamlı biçimde açıklayabilmiştir. Lopez ve Lent (1992) ise matematik yetkinlik beklentisini yordamada, matematik performansının etkisi kontrol edildiğinde dahi başarılı performanslar kaynağının anlamlı bir katkısının olduğunu saptamışlardır. Bu kaynağın yanı sıra *heyecanlanma* kaynağının da matematik yetkinlik beklentisi ölçümündeki varyansa bir katkısının olduğu belirlenmiştir. Ayrıca, bu son iki çalışmada başarılı performanslar kaynağı diğerlerine göre daha önemli, dolaylı öğrenme kaynağı ise daha az etkili bir kaynak olarak saptanmıştır. Lent, Lopez, Brown ve Gore (1996), doğrulayıcı faktör analizi ile lise ve üniversiteli öğrencilerdeki matematik yetkinlik beklentisi kaynaklarının yapısını ortaya çıkarmayı amaçlamışlardır. Bulgulara göre, üniversiteli öğrenciler için (bu dört kaynağa uygun) dört faktörlü yapı verilere

iyi uyum sağlarken liseli öğrenciler için beş faktörlü yapı daha iyi uyum sağlamıştır. Çünkü liseli öğrenciler için model alma kaynağını, gelişim dönemleri gereği, akran (sınıf arkadaşları gibi) ve yetişkinleri (öğretmenler, anne babalar, vb.) model alma şeklinde ele almanın daha isabetli olduğu ortaya çıkmıştır.

Özyürek (2002), liseli öğrenciler için bir Türkçe Matematik Yetkinlik Beklentisi Bilgilendirici Kaynakları Ölçeği (MYB-BKÖ) geliştirmiş ve benzer geçerlik çalışmaları yapmış ve ölçek maddeleri Lent ve arkadaşları (1996) tarafından liseli öğrenciler için uygun olduğu bulunan beş faktörlü yapıya göre oluşturulmuştur. Ayrıca, öğrencilerdeki matematik dersleri hakkındaki olumsuz ve peşin yargılı düşünceleri ölçen bir ölçek daha geliştirilmiştir. Araştırmada matematik hakkındaki bu olumsuz düşüncelerin yetkinlik beklentisi kaynakları gibi matematik yetkinlik beklentisinin oluşumunda bir rolü olup olmayacağı denenceleştirilmiştir. Bu amaçla iki ayrı ölçüm modelinin iki ayrı rakip modelle karşılaştırıldığı doğrulayıcı faktör analizleri yapılmıştır. Bulgulara göre, bu olumsuz düşüncelerin yetkinlik beklentisi kaynaklarından farklı bir yapı olduğu ve Lent ve arkadaşlarının beş faktörlü modelinin örneklem verisine iyi uyum gösterdiği ortaya çıkmıştır.

Ancak sonraki araştırmada (Özyürek, 2005) yapılan açımlayıcı faktör analizi sonucunda öğretmen ve yetişkinleri model almayla ilgili olan ölçeğin maddeleri elenmiş ve MYB-BKÖ'nün faktör yapısı değişmiştir. Analiz sonucunda birinci faktöre *kişisel performanslar* ve sosyal ikna, ikinci faktöre dolaylı öğrenme ve üçüncü kaynağa da algılanmış fizyolojik ve duyuşsal durumlar ölçümlerinin maddeleri yüklenmiştir. Özyürek, *kişisel performanslar* ve sosyal ikna maddelerinin birinci faktöre birlikte yüklenmelerinin nedeni olarak bir öğrencinin çevresi tarafından teşvik edilmeden önce başarılı performans göstermesi gerekebileceğini belirterek bu bulguyu açıklamıştır. Ayrıca, sınanan bir yapısal eşitlik modelinde bilgilendirici kaynaklar gizil değişkeninin göstergeleri olarak *kişisel performanslar* ve algılanmış fizyolojik ve duyuşsal durumlar kaynakları kullanılmış ve bu gizil değişkenin de matematik yetkinlik beklentisi gizil değişkenini yordadığı bulunmuştur. Aybay-Köroğlu (2005), bu ölçeğin sekizinci sınıf öğrencileri için yeni bir sürümünü geliştirmiştir. Bu çalışmada da yine açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizleri yapılmış ve yine üç faktörlü bir yapı elde edilmiştir. Sekizinci sınıflar için MYB-BKÖ'nün her bir ölçeğindeki madde sayısı azaltılarak beşe düşürülmüş ve kısa formu oluşturulmuştur. Ölçekteki birinci (*kişisel performanslar*

ve *sosyal ikna*) ile ikinci (*akranları model alma*) ve birinci ile üçüncü (*algılanmış fizyolojik ve duyuşsal durumlar*) faktörler arasında anlamlı ilişki bulunurken ikinci ile üçüncü faktörler arasındaki ilişkinin anlamsız olduğu bulunmuştur. Ayrıca ölçeğin ilgi, yetenek, algılanmış yetenek, global yetkinlik beklentisi ve matematik ağırlıklı ölçümlerle anlamlı ilişkileri olduğu bulunmuştur.

Bilgilendirici kaynaklarla ilgili olan ve üzerinde incelemesi yararlı olabilecek konulardan birisi birey girdileridir. SBKT'ye (Lent et al., 1994, 1996a, 2000) göre, birey girdileri ve geçmiş yıllarda yetişme ortamında bulunan olanakların, kariyere uygun öğrenme yaşantılarına (yani, bilgilendirici kaynaklara) katkıda bulunduğu öne sürülmektedir. Bu birey girdileri ve ortamsal etkiler öğrenme yaşantıları yoluyla yetkinlik beklentisini, ilgilerin gelişmesini ve kariyer hedeflerini etkilerler. Kuramdaki seçim modeline göre, birey girdileri, ortamsal etkiler ve öğrenme etkileri seçim davranışını etkiler. Yetkinlik inançları ve sonuç beklentileri (outcome expectations) ile öğrenme yaşantıları (ya da bilgilendirici kaynaklar) bakımından, SBKT'de ifade edilen denenceler hatırı sayılır ölçüde destek bulsa da yetkinlik inançlarının yaşantısal kaynaklarına katkıda bulunan faktörler çok az incelenmiştir (Tokar, Thompson, Plaufcan & Williams, 2007).

Bu araştırmada cinsiyet ve sınıf düzeyi birey girdileri değişkenler olarak düşünülmüştür. Cinsiyet rolleriyle kıyaslandığında, biyolojik bir değişken olarak cinsiyet daha az önemli kabul edilebilir (Lent, 2005). Çünkü cinsiyet rollerine uygun olmadığı için geleneksel olarak ebeveynler ve toplum, kız öğrencilerin matematik derslerinde başarılı olmaları için teşvik edici biçimde davranmayabilir. Ebeveynler, kız çocuklarının geleneksel davranışlarını teşvik ederek feminen tipli etkinliklerde yetkinlik beklentilerini geliştirmeleri için destekleyici olabilirken maskülen olarak tanımlanan etkinliklerde kendilerini daha az yetkin hissetmeleri için önemli bir etken olabilirler (Betz & Hackett, 1981; Hackett & Betz, 1981). Tokar ve arkadaşları (2007), Holland (1997)'ın ilgi alanlarına göre ölçülen mesleki öğrenme yaşantıları bakımından cinsiyet farklılıkları saptamışlardır. Cinsiyet değişkeni realistik, araştırmacı ve sosyal alanlarda anlamlı biçimde doğrudan yordayıcı olarak bulunmuştur. Dolaylı olarak ise, realistik, yaratıcı, sosyal ve girişimci alanlar için cinsiyet değişkeni bu öğrenme yaşantılarını yordamıştır (cinsiyet rolüyle ilgili normlara konformist davranışlar gösterilmesi yoluyla).

Bandura'nın sosyal bilişsel kuramı, öğrenme psikolojisi temelli olduğu için yaş değişkeniyle az ilgilenmiştir. Ancak sınıf düzeyi ile ilgili olabilecek çe-

şitli görüş ve bulgular söz konusudur. Multon, Brown ve Lent (1991)'in bulgularına göre, yetkinlik-performans ilişkisinin etki büyüklüğü (effect size), ilkokul öğrencilerinden üniversite öğrencilerine doğru gidildikçe yaşla artmıştır. Hampton (1998), yaşça daha büyük olan öğrencilerin genç olanlara kıyasla daha uzun öğrenme geçmişine sahip olduklarını ve sonuç olarak daha fazla başarılı yaşantıya sahip olabileceklerini belirtmiştir.

Bu araştırmada, liseli öğrencilerin matematik yetkinlik beklentisini yükseltmeye yönelik çalışmalar yapmak isteyen psikolojik danışmanların yaptıkları uygulamalara katkıda bulunmak amaçlanmıştır. Bunun için liseli öğrenciler için geliştirilen MYB-BKÖ'nün (Özyürek, 2002, 2005) yapı ve ayırt edici (discriminant) geçerlikleri üzerinde durulmuştur. Araştırmada iki amaç bulunmaktadır. İlk olarak ve yapı geçerliği kapsamında, bu ölçeğin faktör yapısı üzerinde durulmuştur. Böylece hem açımlayıcı hem de doğrulayıcı faktör analizi yapılarak psikolojik danışmanların uygulamalarda hangi faktör yapısına (dört ya da üç faktör) göre değerlendirme yapmalarının daha uygun olacağına karar vermek amaçlanmıştır. Kuramsal temeli (Bandura, 1986, 1997) olan ve temel model olarak kabul edilen dört faktörlü modelde bu dört bilgilendirici kaynak esas alınmıştır. Üç faktörlü seçenek modelde ise *kişisel performanslar* ve *sosyal ikna* kaynaklarıyla ilgili ölçümler birleştirilmiştir (composite) ve tek faktör olarak kullanılmışlardır. Ayrıca, bu ölçeklerin matematik derslerine karşı olumsuz ve ön yargılı düşünceler ölçümüyle olan ilişkileri de incelenmiştir. Bu bağlamda, cinsiyet ve sınıf düzeylerinin ortak etkisine göre yetkinlik kaynaklarında oluşan değişimin incelenmesi yarar sağlayabilir. İkinci olarak ve ayırt edici geçerlik kapsamında, matematik yetkinlik beklentisi bilgilendirici kaynaklarının cinsiyet ve sınıf düzeyleri gibi birey girdileri (person inputs) açısından farklılık gösterip göstermediği incelenmiştir. Böylece, öğrenme yaşantıları geçmişi bakımından cinsiyet farklılıklarının olup olmadığına (bk. Williams & Subich, 2006) dikkat çekilebilir ve psikolojik danışmanlar, öğrencilerin her bir sınıf düzeyine ve cinsiyetlerine göre, öğrenme yaşantılarında farklılık olup olmadığını değerlendirme olanağı bulabilirler. Örneğin, sınıf düzeyi ileri olan kız öğrencilerin, sınıf düzeyi daha küçük olan erkek öğrencilere kıyasla başarılı performanslar puan ortalamalarının anlamlı biçimde daha yüksek olup olmadığını incelenebilir. Elde edilen bulgular, boylamsal araştırmalar üzerinde düşünülmesini kolaylaştıracaktır. Hampton (1998)'un belirttiği gibi, yaş, yetkinlik kaynakları ve kendini yetkin görme inançları arasındaki boylamsal ilişkilerin incelenmesi yararlı olacaktır.

Yöntem

Katılımcılar

Araştırmaya 692 öğrenci katılmıştır. Bu öğrencilerin 284'ü kız ve 392'si erkektir. Bunların arasında dokuz (n = 327), on (n = 234) ve on birinci (n = 129) sınıf öğrencileri bulunmaktadır. Öğrenciler, Türkiye'nin altı şehrindeki liselerden seçkisiz yolla seçilmişlerdir. Ayrıca, meslek lisesi öğrencileriyle, akademik liselerdeki fen bilimleri ve Türkçe-matematik alanlarının yanı sıra yabancı dil alanına yönelen öğrenciler de katılımcı olarak seçilmişlerdir. Katılımcıların yaş ortalamaları 16,28 (SS = 1,12) olarak bulunmuştur. Katılımcılar arasında on birinci sınıf öğrenci sayısının diğerlerine göre az olmasının nedeni, bu öğrencilerin yaklaşan üniversiteye giriş sınavı nedeniyle, okullarına daha az devam etme eğiliminde olmalarıdır.

Araştırmada açımlayıcı faktör analizlerinden sonra doğrulayıcı faktör analizi yapıldığı için veri tabanını ikiye bölmek gerekmiş ve birinci parçaya kalibrasyon ve ikinci parçaya da çapraz geçerleme (cross-validation) isimleri verilmiştir. Bunun için seçkisiz biçimde vakaların yaklaşık % 50'si kalibrasyon (n = 348) ve diğer yarısı da çapraz geçerleme (n = 344) parçalarına alınmışlardır. Doğrulayıcı faktör analizi yürütülürken kayıp değerlerin giderilmesi için listesel eleme yöntemi (listwise deletion method) yeğlenmiştir ve bu durumda katılımcı sayısı 282'ye düşmüştür.

Araçlar

Matematik Yetkinlik Beklentisi Bilgilendirici Kaynaklar Ölçeği (MYB-BKÖ): MYB-BKÖ (Özyürek, 2002, 2005), matematik yetkinlik beklentisi bilgilendirici kaynaklarını ölçmek amacıyla geliştirilmiştir. *Kişisel performanslar* ve *akranları model alma* ölçeklerinde 9'ar, *cesaretlendirilme* (yani sosyal ikna) ölçeğinde 6 ve *heyecanlanma* (yani algılanmış fizyolojik ve duyuşsal durumlar) ölçeğinde 10 adet madde bulunmaktadır. MYB-BKÖ'nün açıklamasında, öğrencilere 4 noktalı derecelendirme yapmaları rica edilmiştir ve öğrenciler, her bir maddedeki ifadeye ne ölçüde katıldıklarını işaretlemişlerdir (1 "*Bana hiç uygun değil*" ve 4 "*Bana tamamıyla uygun*"). Ölçeklerden elde edilen yüksek puanlar, ilgili özelliğin varolduğuna işaret etmektedir. Bu ölçeğin geçerlik çalışmalarıyla ilgili bilgiler *giriş* bölümünde verilmiştir ve güvenirlik bilgileri de bulgular bölümünde belirtilmiştir.

Matematik Dersleri Hakkındaki Olumsuz ve Peşin Yargılı Düşünceler Ölçeği (OPYDÖ): Bu ölçek Özyürek (2002, 2005) tarafından geliştirilmiştir ve kendini yetkin hissetmeme ölçümü (karşılaştırmak için bk. "*avoidance behaviour*" Betz, 2004: 342) olarak düşünülmüştür. Ölçekte on madde bulunmaktadır ve derecelendirme işlemi MYB-BKÖ'de yapıldığı gibidir. Ölçek puanları matematik ilgisi, matematik yetkinliği *kişisel performanslar* ve sosyal ikna ölçekleriyle negatif ve akranları örnek alma ve fizyolojik uyarılma ölçekleriyle de pozitif korelasyon göstermiştir. Ölçekten matematik yetkinliği gizil değişkeninin göstergelerinden birisi olarak yararlanılmıştır. Kalibrasyon örneklemi ile yapılan hesaplamada, Cronbach alfa değeri .79 olarak bulunmuştur.

Verilerin Toplanması

Araştırmada kullanılan ölçme araçlarının öğrencilere uygulanması için değişik şehirlerde bulunan okullardaki öğretmen ya da okul psikolojik danışmanları (yani rehber öğretmenler) ile iletişim kurulmuştur. Bu kişilere ölçeklerin nasıl uygulanacağını açıklayan bir metinle birlikte ölçme araçları postalanmıştır. Öğrencilere de ölçek puanlarının gönderileceği belirtilmiş ve veri tabanı oluşturulduktan sonra, sonuçlar açıklamalarıyla birlikte, bu rehber öğretmenlere postalanmıştır.

Analizler

Kalibrasyon veri tabanı ile ilk olarak açımlayıcı faktör analizi yapılmıştır. Sonra MYB-BKÖ ölçeklerinin güvenirlik analizleri ve bu ölçeklerle OPYDÖ arasındaki Pearson korelasyonları hesaplanmıştır. Bundan sonraki analizler veri tabanının çapraz geçerlik parçası ile yürütülmüştür. MYB-BKÖ'nün yapı geçerliği doğrultusunda doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yürütülmüştür. Bir faktör yapısında, kuramsal olarak ya da açımlayıcı faktör analizi kullanılarak hangi faktöre hangi değişkenlerin (bu araştırmada maddelerin) yüklendiği ve faktörlerin birbirleriyle nasıl ilişki gösterdiği önceden (a priori) belirlenebilir. DFA belirlenen bu faktör modellerinin sınanmasını sağlamaktadır. Modellerdeki faktörler gizil değişken, maddeler ise bu gizil değişkenlerin göstergeleri olarak adlandırılırlar. Modellerle ilgili belirleme işlemlerinde (specification), her bir madde ait olduğu faktöre yüklenmesi için serbest bırakılırken diğer faktörlere yüklenmemeleri için de sabitlenir. Aynı şekilde, birbirleriyle ilişkili bulunan faktörlerin arasında kovaryans tahmini ya-

pılmasına izin verilir. DFA'de maddelerin birbirleriyle korelasyon göstermesi kabul görmez ancak gerektiğinde bu yapılabilir. Maddelerin korelasyon göstermesi, birbirlerine benzedikleri anlamına gelebilir. DFA, LISREL 8.30 (Jöroskog & Sörbom, 1993) kullanılarak maksimum olabilirlik (maximum likelihood) yöntemi ile yürütülmüş ve kayıp değerlerin giderilmesi için listesel eleme yöntemi yeğlenmiştir (n = 282). Sınanan her bir modelin veri tabanına iyi uyum gösterip göstermediği uyum belirteçleri (fit indices) kullanılarak değerlendirilmektedir. (ayrıntılı bilgiler için bk. Bollen, 1989; Byrne, 1998; Hoyle & Panter, 1995; Hu & Bentler, 1995, 1999; Kline, 1998).

Bu analizlerden sonra, yine SPSS 15.0 sürümü kullanılarak önce betimsel istatistikler hesaplanmış daha sonra da dört bilgilendirici kaynağın bağımlı değişken olarak kullanıldığı bir tane 2 (cinsiyet) x 3 (sınıf düzeyi) çok değişkenli varyans analizi (multivariate analysis of variance; MANOVA) yapılmıştır. Anlamlı bulunan ana etkiler ve ortak etkiler için tek değişkenli (univariate) varyans analizleri yapılmıştır. Bu analizin aynısı, OPDYÖ puanlarını bağımlı değişken olarak kullanarak yinelenmiştir.

Uyum Belirteçleri: Yapısal eşitlik modeli ile ilgili analizlerde modellerinin veri tabanına uygunluğunu sınamak için χ^2 (ki kare) istatistiği kullanılmaktadır (Byrne, 1998; Jöroskog & Sörbom, 1993; Kline, 1998; Ullmann, 1996). Modelin iyi uyum sağlaması için bu değerin anlamsız olması gerekmektedir. Ancak büyük örneklem değerlerinde elde edilen χ^2 değeri anlamlı bulunmaktadır. Diğer yandan, bu sorunun aşılması amacıyla birçok uyum belirteci hesaplandığı için araştırmacılar, bu belirteçleri seçerek modellerinin veri tabanına uyum gösterip göstermediğini değerlendirebilmektedirler. Bu araştırma için seçilen uyum belirteçleri şunlardır: Non-Normed Fit Index (NNFI), Comparative Fit Index (CFI), Incremental Fit Index (IFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) and Standardized Root Mean Square Residual (SRMR).

Bu araştırmada, ayrıca, Akaike's Information Criterion (AIC) de kullanılmıştır. Çünkü DFA daha çok parametre tahmini yapılan (ya da daha karmaşık) modeller lehinedir ve bu nedenle, rakip modeller tutumluluk açısından kontrol edilmelidir. Yani daha çok parametre tahmini yapılan (dolayısıyla serbestlik derecesi daha düşük olan) modelin, bundan dola-

yı uyum belirteçleri de daha yüksek bulunabilmektedir. Burada dört faktörlü temel model seçenek üç faktörlü modele kıyasla daha karmaşıktır. Bu yüzden hem uyumun iyiliği hem de tutumluğa göre düzenlenmiş uyum belirteçleri dikkate alınmalıdır. AIC bunu sağlayabilmektedir ve daha düşük AIC değerleri daha iyi uyumu yansıtmaktadır (Byrne, 1998; Kline, 1998).

Bunlara ek olarak maddelerin anlamlı faktör yüküne sahip olup olmadığı, faktör korelasyonlarının ve madde hatalarının anlamlı ilişkiler gösterip göstermediği de incelenmiştir. Her iki modelin veri tabanına iyi uyum gösterip göstermediğini değerlendirmek için NNFI, CFI ve IFI değerlerinin .90 değerinin üzerinde, RMSEA ve SRMR değerinin de .10 altında olması gerekmektedir (Hu & Bentler, 1999).

Bulgular

Açımlayıcı Faktör Analizi Bulguları

MYB-BKÖ önceki araştırmalardan (Özyürek, 2002, 2005) farklı olarak, değişik şehirlerde yaşayan öğrencilere uygulandığı için yeniden açımlayıcı faktör analizi yapma gereği hissedilmiştir. Böylece, ölçeğin kararlı ve basit bir faktör yapısı gösterip göstermeyeceği incelenebilmiştir.

Bu amaçla eğik döndürme (oblique rotation) ve temel eksenler (principal axis) faktör çıkarma yöntemleri ile faktör analizleri yapılmıştır. Ölçeğin faktör yapısı hakkında önceden bilgi edinilmişse temel bileşenler faktör çıkarma yöntemi daha uygun olabilmektedir ve önceki çalışmalarda (Özyürek, 2002, 2005) bulunduğu gibi analizlerde yine üç faktörlü bir çözüm aranmıştır. Basit bir faktör yapısına ulaşmak için iki ölçüt (criteria) belirlenmiştir. İlkinde, bir kesme noktası olarak bir faktöre yüklenen maddenin faktör yükünün en az .30 değerine sahip olması istenmiştir. İkinci olarak bu ölçüte uyan maddelerin, diğer faktörlerdeki faktör yükleri arasında en az .30 fark olmasına dikkat edilmiştir (Tabachnick & Fidell, 2001).

İkinci kez tekrarlanan faktör analizi sonrasında yine üç faktörlü ve basit bir yapıya ulaşılmıştır (Tablo 1). Başlangıçta 34 olan madde sayısı, belirlenen bu iki ölçüte (.30/.30) uymayan 5 madde çıkarıldıktan sonra, 29'a düşmüştür (*Kişisel performanslar* ve *akranları model alma* ölçeklerinde 7'şer, *cesaretlendirilme* ölçeğinde 6 ve *heyecanlanma* ölçeğinde 9 adet madde). Bulunan yapı matrisindeki her bir faktöre yüklenen faktör yüklerinin değerleri .56-.84 arasında değişmektedir. Her bir faktö-

re göre açıklanan varyans oranları ise sırasıyla şu şekildedir: % 34.17, % 12.61 ve % 6.40. Daha sonra, bulunan bu emprik üç faktöre göre ve kuramsal temeli olan dört faktörlü modele göre güvenirlik hesaplamaları yapılmıştır. Bu 29 maddenin kendi alt ölçeklerine ilişkin düzeltilmiş madde-toplam puan korelasyonlarının genişliği .48-.83 arasında değişmektedir. Üç faktörün Cronbach alfa değerleri, sırasıyla, .94, .84 ve .88 olarak bulunmuştur. Sadece *kişisel performanslar* maddeleri için .89 ve c*esaretlendirilme* maddeleri için .89 olarak bulunmuştur.

Tablo 1

MYB-BKÖ için Yapılan Açımlayıcı Faktör Analizi Sonuçları

Mad.	KP+C	M	H
C6	.86		-.36
C1	.85		-.40
KP5	.84	.10	-.43
KP1	.82	.10	-.31
C3	.80		-.38
C4	.79		-.35
KP8	.73		-.39
KP2	.72	.20	-.33
KP6	.72		-.37
KP7	.66	.15	-.32
C2	.64		-.30
C5	.59	.25	-.14
KP3	.57		-.28
M6		.84	.24
M9	.14	.83	.17
M8		.74	.22
M4	-.13	.68	.37
M7	.11	.66	.19
M1	.23	.56	
M3		.36	
H8	-.30	.18	.79
H5	-.29	.25	.77
H10	-.42	.12	.72
H6	-.20	.25	.71
H3	-.26	.27	.70

↳

H4	-.50	.13	.66
H7	-.23	.18	.62
H1	-.44		.61
H2	-.43		.53

KP+C: Kişisel Performanslar ve Cesaretlendirilme ölçekleri. M: Akranları Model Alma. H: Heyecanlanma.

Not: Tabloda izleme kolaylığı sağlaması bakımından .10 değerinin altındaki faktör yükleri yazılmamıştır.

Korelasyon Analizleri: Açımlayıcı faktör analizinden sonra bulunan bu üç faktörlü çözümden sonra hem bu modele hem de kuramsal bir temeli olan dört faktörlü modele göre korelasyon matrisleri hesaplanmıştır. Tablo 2'de *akranları model alma* ölçümünün *kişisel performanslar* ve *cesaretlendirilme* ölçekleriyle ve bu faktörlerden oluşturulan birleştirilmiş ölçümle ilişkisinin anlamsız (p>.05) olduğu görülmektedir. Aynı durum, matematik dersleri hakkındaki olumsuz ve peşin yargılı düşüncelerle ilgili ölçümü (OPYDÖ) için de geçerlidir. *Cesaretlendirilme* ölçümlerinin *kişisel performanslar* ölçümü ile eş doğrusallık (colinearity) problemine neden olabilecek kadar yüksek ilişkili olduğu görülebilmektedir. Birleştirilmiş ölçüm ile bu iki ayrı ölçeğin diğer değişkenlerle ilişkilerinde çok büyük bir benzerlik olduğu söylenebilir. OPYD ile ilgili ölçümün ise *heyecanlanma* değişkeni ile ilişkisinin pozitif ve *kişisel performanslar* değişken*i*nden daha yüksek ilişki gösterdiği dikkat çekmektedir.

Tablo 2

Yetkinlik Beklentisi Bilgilendirici Kaynaklar ve OPYD Ölçümleri Arasındaki Korelasyon Katsayıları ve Betimleyici İstatistikler.

	1	2	3	4	5	$\bar{X}$	SS
1.Kişisel Performanslar	-					16.83	5.25
2.Akranları Model Alma	.10	-				18.62	5.51
3.Cesaretlendirilme	.86*	.06	-			13.31	5.08
4.Heyecanlanma	-.48*	.25*	-.42*	-		20.28	7.18
5.OPYD	-.56*	.08	-.53*	.67*	-	21.82	6.49
6.Kişisel Performanslar + Cesaretlendirilme	-	.06	-	-.47*	-.56*	30.17	9.95

OPYD: Olumsuz ve peşin yargılı düşüncelerle ilgili ölçümü

* p < .001.

Doğrulayıcı Faktör Analizi Bulguları: LISREL (Jöroskog & Sörbom, 1993) kullanılarak sınanan iki modelden biri olan üç faktörlü model, açımlayıcı faktör analizi çözümü sonrasında elde edildiği için seçenek model olarak kabul edilmiştir. Kuramsal bir temeli olan ve Bandura (1977) tarafından önerilen dört faktörlü model ise temel model olarak kabul edilmiştir. Bu üç faktörlü model için *kişisel performanslar + cesaretlendirilme* faktörlerinden birleştirilmiş bir değişken oluşturulmuş ve *akranları model alma* ve *heyecanlanma* faktörleriyle model belirlenmiş ve sonra uyum iyiliği sınanmıştır. *Akranları model alma* faktörü ile bu iki faktörden oluşan birleştirilmiş değişken arasındaki kovaryans sabitlenmiştir. Çünkü korelasyon analizlerinde bu ilişkilerin anlamlı olmadığı bulunmuştur (Tablo 2). Dört faktörlü modelde ise *akranları model alma* faktörü ile hem *kişisel performanslar + cesaretlendirilme* arasındaki kovaryans sabitlenmiştir.

Her iki model için de yürütülen yapısal eşitlik modeli analizlerindeki kare değeri anlamlı bulunmuştur. Uyum belirteçleri incelendiğinde de değerlerin istenen sınırlarda olmadığı görülmüş ve düzeltme (modification) yapmak gerekmiştir. Temel model için çıktı dosyasında bulunan en büyük düzeltme gösterge değeri bulunmuş ve iki adet düzeltme yapılmıştır. Birinci düzeltmede *kişisel performanslar + cesaretlendirilme* ölçeklerindeki birer maddenin hatalarının korelasyon gösterdiği bulunmuştur. Bu maddelerin ifadeleri incelenmiş ve her iki soruda da ortak bir ifade olarak öğrencilerinin matematik derslerindeki temellerinin iyi olduğundan söz edildiği anlaşılmıştır (*Kişisel performanslar* maddesi: "*Matematikte iyi bir temelimin olduğunu söyleyebilirim.*" *Cesaretlendirilme* maddesi: "*Öğretmenler matematik temelimin iyi olduğunu söylerlerdi.*"). İkinci düzeltmede ise *heyecanlanma* faktörünün iki sorusuna ait hataların korelasyon gösterdiği anlaşılmıştır. Bu soruların ifadelerindeki ortak özellik her ikisinde de matematik yazılılarından bahsedilmiş olmasıdır ("*Matematik yazılıları benim için korkulu bir rüya gibidir.*" ve "*Matematik sınavlarındaki sorular bana ürkütücü gelir.*"). Yapılan bu iki düzeltmeden sonra dört faktörlü modele ait uyum belirteçlerinin istenen sınırlara geldiği görülmüştür. Daha sonra üç faktörlü seçenek model için de en yüksek düzeltme gösterge değerleri bulunmuş ve temel modeldeki iki düzeltmenin aynısını yapmak gerekmiştir. Her iki modelin uyum belirteçleri Tablo 3'te gösterilmektedir. Görüldüğü gibi dört faktörlü temel modelin uyum belirteçlerinin daha tatminkâr olduğu söylenebilir. Ayrıca, dört faktörlü modelin AIC değeri (1007.986), üç faktörlü modelin

değerinden (1025.410) daha düşük bulunmuştur. Böylece, her ne kadar düzeltme yapıldığı için yeni bir çapraz geçerleme çalışmasının yapılması gerekse de bundan sonraki analizlerin dört faktörlü modele göre yürütülmesine karar verilmiştir.

Tablo 3
Sınanan İki Ayrı DFA Modeline ilişkin χ^2 Değerleri ile Uyum Belirteçleri.

	χ^2	df	CFI	NNFI	IFI	SRMR
Temel model (Dört faktör)	879.986*	371	.914	.906	.914	.085
Seçenek model (Üç faktör)	901.410*	373	.910	.902	.911	.085

NNFI: Non-Normed Fit Index. CFI: Comparative Fit Index. IFI: Incremental Fit Index. SRMR: Standardized Root Mean Square Residual.

*p < .01.

Bilgilendirici Kaynaklar Üzerindeki Cinsiyet ve Sınıf Düzeyinin Etkileri: Tablo 4'te cinsiyet ve sınıf düzeyine göre bilgilendirici kaynaklara ait ölçümlerin aritmetik ortalama ve standart sapmaları bulunmaktadır.

Tablo 4
Cinsiyet ve Sınıf Düzeyine Göre Bilgilendirici Kaynaklara Ait Ölçümlerin Aritmetik Ortalama ve Standart Sapmaları.

Değişken	Cins.	Sınıf	n	AO	SS
KP+C	Kız	Dokuz	66	28.00	8.61
		On	36	28.78	10.09
		On Bir	12	26.00	9.94
	Erkek	Dokuz	71	31.96	9.98
		On	56	34.46	10.70
		On Bir	34	35.09	9.17
M	Kız	Dokuz	66	19.11	5.29
		On	36	19.97	6.34
		On Bir	12	15.17	3.30
	Erkek	Dokuz	71	18.46	5.08
		On	56	17.23	5.74
		On Bir	34	20.88	4.28

↳

H	Kız	Dokuz	66	24.83	7.88
		On	36	22.81	6.83
		On Bir	12	21.75	5.82
	Erkek	Dokuz	71	19.49	7.05
		On	56	17.36	6.64
		On Bir	34	16.44	5.75

KP+C: Kişisel performanslar ve cesaretlendirilme ölçekleri. M: Akranları Model Alma. H: Heyecanlanma.

Araştırmanın ikinci amacı için 2 (cinsiyet) x 3 (sınıf düzeyi) çok değişkenli varyans analizi (multivariate analysis of variance; MANOVA) yapılmıştır. Bağımsız değişkenler olarak cinsiyet ve sınıf düzeyleri (dokuz, on ve on bir) kullanılırken bağımlı değişkenler olarak birleştirilmiş değişken ile *model alma* ve *heyecanlanma* ölçümleri kullanılmıştır.

Anlamlı cinsiyet ana etkisi (Wilks' λ = .88, F [3, 267] = 12.24, p < .001, η^2 = .12) ve cinsiyet X sınıf düzeyleri ortak etkisi (Wilks' λ = .94, F [6, 534] = 3.07, p = .006, η^2 = .03) bulunmuştur. Lamda (λ) etki büyüklüğünün çok değişkenli (multivariate) bir göstergesi iken 1-λ açıklanmış varyans oranıdır (Betz, 1987). Benzer şekilde, η^2 (eta kare) değerleri de bağımsız değişkenlere ilişkin etki büyüklüklerini göstermektedir (Tabachnick & Fidell, 2001). Cinsiyet ve özellikle cinsiyet X sınıf düzeyleri ortak etkisi bilgilendirici kaynaklarla güçlü biçimde ilişkili bulunmamışlardır ve varyans açıklama oranları sırasıyla % 12 ve % 3 şeklindedir.

Denekler arası etkilerin sınamaları incelendiğinde, cinsiyet için *kişisel performanslar + cesaretlendirilme* birleştirilmiş değişkeni (F [1, 274] = 19,72, p < .001, η^2 = .07) ve *heyecanlanma* ölçümü (F [1, 274] = 28,51, p < .001, η^2 = .10) bakımından anlamlı farklılıklar bulunmuştur. Cinsiyet X sınıf düzeyi ortak etkisi açısından ise yalnızca *akranları model alma* ölçümü (F [2, 274] = 8,05, p < .001, η^2 = .06) bakımından anlamlı farklılık bulunmuştur.

Cinsiyet açısından *kişisel performanslar ve cesaretlendirilme* birleştirilmiş değişkeni ve *heyecanlanma* değişkeni için kız ve erkek öğrencilerin aritmetik ortalamaları incelenmiştir. Birleştirilmiş değişken bakımından erkeklerin (AO = 31.23) kız öğrencilere (AO = 28.04) kıyasla daha yüksek ortalamalara sahip oldukları bulunmuştur. Ancak *heyecanlanma* ölçümü bakımından da kızlar (AO = 23.87) erkek öğrencilerden (AO = 18.11) daha yüksek ortalamalara sahip bulunmuşlardır.

Akranları model alma ölçümündeki ortak etkiyi incelemek için bir 2 x 3 faktöriyel varyans analizi (analysis of variance, ANOVA) yürütülmüştür. Bu tek değişkenli (univariate) varyans analizi sonucunda cinsiyet X sınıf düzeyi ortak etkisi anlamlı bulunmuştur ($F [2, 315] = 7.71, p < .001, \eta^2 = .05$). Bu ortak etki için tek yönlü varyans analizi yapılmış ve anlamlı farklılık bulunmuş ($F [5, 315] = 3.80, p = .002$) ve sonra da, planlanmamış (post hoc) spesifik karşılaştırmalar (comparisons) yapılmıştır. *Akranları model alma* ölçümü için Leven testi yapılarak varyansların homojenliği sayıltısı sınanmış ve varyansın homojen olmadığı sonucu ($p = .02$) bulunmuştur. Bu nedenle karşılaştırmalar için Dunnet's T3 testi tercih edilmiştir. Sonuçta, on birinci sınıftaki erkek öğrencilerin *Akranları model alma* ölçümü aritmetik ortalamaları (20.59), hem onuncu sınıftaki erkek öğrencilerin (17.03) hem de on birinci sınıftaki kız öğrencilerin ortalamalarından (16.00) anlamlı biçimde yüksek bulunmuştur.

OPYDÖ açısından ise benzer şekilde bir tane 2 (cinsiyet) x 3 (sınıf düzeyi) varyans analizi yapılmıştır. Sonuçlara göre, yalnızca cinsiyet (Kızlar AO = 24.14, Erkekler AO = 19.48) ana etkisi bakımından kız öğrenciler lehine anlamlı bir farklılık ($F [1, 633] = 57.18, p < .001, \eta^2 = .08$) bulunmuştur.

Kısaca, on birinci sınıftaki erkek öğrencilerin *akranları model alma* ölçümü aritmetik ortalamaları hem onuncu sınıftaki erkek öğrencilerin hem de on birinci sınıftaki kız öğrencilerin ortalamalarından anlamlı biçimde yüksek bulunmuştur. Kız öğrencilerin *heyecanlanma* ve OPYD puan ortalamaları erkek öğrencilerden, erkek öğrencilerin ise *kişisel performanslar ve cesaretlendirilme* birleştirilmiş değişkeni puan ortalamaları kız öğrencilerden daha yüksek bulunmuştur.

Tartışma

Bu araştırmada lise öğrencileri için geliştirilen MYB-BKÖ'nün (Özyürek, 2002, 2005) yapı ve ayırt edici geçerlikleri incelenmiştir. Yapı geçerliği kapsamında, ölçeğin faktör yapısı incelenmiştir. Açımlayıcı faktör analizleri sonucunda, *kişisel performanslar* ve *sosyal ikna* kaynaklarına ait maddeler aynı faktöre yüklenmiş ve üç faktörlü çözüm elde edilmiştir. Buna karşın doğrulayıcı faktör analizi bulguları dört faktörlü modelin geçerliğine işaret etmiştir. Ayrıca *akranları model alma* ölçeğinin *kişisel performanslar + cesaretlendirilme* ölçümleriyle anlamlı ilişki göstermediği bulunmuştur.

Bandura (1997) kuramsal olarak dört kaynaktan söz etmektedir. Ayrıca, *kişisel performanslar* ve *sosyal ikna* kaynaklarına ait maddelerin aynı faktöre yüklenmesi kuramsal bilgilere ters düşmeyebilir. Çünkü matematik derslerinde başarılı performans gösteren öğrencilerin öğretmen ve öğrenci akranlarından teşvik edici mesajlar alması doğal kabul edilebilir. Bu iki ölçeğin arasındaki ilişkinin yüksek olduğunu gözönünde bulundurulmalıdır. Bilgilendirici kaynaklarla ilgili olarak psikolojik danışmanlar öğrencilerle yapacakları değerlendirmelerde bu bulgulara dikkat edebilirler.

Akranları model alma ölçeğinin *kişisel performanslar* + *cesaretlendirilme* ölçümleriyle anlamlı ilişki göstermemesi, ölçeğin önceki çalışmalarda da (örneğin Özyürek, 2002, 2005) bulunan bir bulgudur. OPYD ölçümünün *akranları model alma* ve *heyecanlanma* değişkeni ile pozitif ancak diğer iki ölçekle negatif ilişki gösterdiği dikkat çekmektedir. Diğer yandan, eğer olumsuz düşüncelerle ilgili bu ölçümün bir kendini yetkin görmeme (self-inefficiacy) ölçümü olduğu kabul edilirse bunun nedeni daha iyi anlaşılabilir. Psikolojik danışmanlar bu ölçeği "matematik korkusu" ölçeği olarak kullanabilirler. Ancak sosyal bilişsel kuram (Bandura, 1986) doğrultusunda, pozitif düşünerek öğrencilerin matematik derslerinde kendilerini nasıl geliştireceklerine konsantre olmak daha akılcıdır.

Ayırt edici geçerlik bulgularına göre, özellikle sınıf düzeyi değişkeninin bilgilendirici kaynakların varyansını açıklamada etkili olmadığı söylenebilir. Kız öğrencilerin erkek öğrencilere kıyasla *kişisel performans* ortalamalarının daha düşük, *heyecanlanma* puan ortalamalarının daha yüksek olması, onların matematik konusunda bir dezavantaj yaşadıklarının ya da yaşayabileceklerinin işareti olabilir. Bunun bir diğer göstergesi de kız öğrencilerin erkek öğrencilerden anlamlı ($p < .001$) bir şekilde daha yüksek olumsuz düşüncelere sahip olmasıdır. Kız öğrenciler geleneksel olmayan alanlarda erkek öğrencilere kıyasla daha düşük yetkinlik beklentisine sahip olabilirler ve bu bulgular önceki araştırmaların bulgularını destekler niteliktedir (bk. Betz & Hackett, 1981, 1983; Özyürek, 1998, 2002; Williams & Subich, 2006). Yani, yetkinlik beklentisindeki bu farklılıkların kökeni birey girdileriyle ya da bilgilendirici kaynaklarla ilgili olabilir. Kız öğrenciler, kritik filtre (Betz, 1989) şeklinde düşünülebilecek matematik derslerinde başarılı yaşantılara sahip olamadıkları zaman, daha çok olumsuz stres yaşayarak daha çok olumsuz düşüncelere sahip olabilirler. Belirtilen bu özelliklere sahip kız öğrencilerin

hangi akademik alanlara yöneldiklerini incelemek yararlı olabilir. Ancak cinsiyet ve sınıf düzeyi bağımsız değişkenlerine ilişkin etki büyüklüklerinin düşük olduğu unutulmamalıdır. Öyleyse, bilgilendirici kaynaklar bakımından, psikolojik danışmanlar öğrencilerin cinsiyetlerine ve sınıf düzeylerine dikkat etmekten çok önceki yıllarda matematik derslerindeki yaşantılarıyla ilgili bilgileri öğrenebilirler. Özellikle, okul psikolojik danışmanları matematik dersleri hakkındaki öğrenme eksiklerine ve düşüncelerine dikkat edebilirler (bk. Betz, 2004) ve yönelmek istedikleri ya da yöneldikleri akademik alanları göz önünde bulundurabilirler. Örneğin, matematik ağırlıklı alanlara yönelmek istemeyen öğrencilerin neden kendilerini matematik derslerine karşı yetkin hissetmediklerine dikkat edebilirler. Ek olarak gelecekteki araştırmalarda kendini yetkin görme, bilgilendirici kaynaklar ve kariyer düşünceleri gibi değişkenler üzerinde diğer girdi değişkenlerinin etkisi incelenebilir. Örneğin, kültürleşme (acculturation) ve engeller (örneğin, Cardoso & Marques, 2008; Rivera, Blumberg, Chen, Ponterotto & Flores, 2007) gibi değişkenlerden de yararlanılabilir.

Akranları model alma ölçeği bakımından on birinci sınıftaki erkek öğrencilerin puanları hem onuncu sınıftaki erkek öğrencilerden hem de on birinci sınıftaki kız öğrencilerden daha yüksek bulunmuştur. Ancak neden bu şekilde bir bulgu elde edildiğine ilişkin açıklama yapmak için yeterli ölçüde kanıt elde edilememiştir. Sonraki araştırmalarda, sınıf düzeyinden çok, matematik başarısının düzeylerine, cinsiyet rol algılarına ve yönelmek istenilen akademik alanlara göre karşılaştırmalar yapılabilir. Böylece, daha yüksek etki büyüklüğü değerlerine erişilebilir.

Bu araştırma bulgularında dikkat çekilecek diğer önemli bir bulgu hem kaynaklar hem de olumsuz düşünceler bakımından sınıf düzeyi ana etkisi bakımından anlamlı farklılıkların çıkmaması ile ilgilidir. Farklılığın çıkmamasının en belirgin nedeni, ölçeklerdeki maddelerin ifadelerinde sınıf düzeylerine göre geliştirilebilecek spesifik becerilerin bulunmaması olabilir. Benzer bulgunun yetenek düzeylerine göre tekrarlanıp tekrarlanmayacağı da incelenebilirdi. Ancak araştırmada eğer içeriğe özgü (content specific) yetkinlik ölçümleri de kullanılmış olsaydı bu bulgu daha iyi değerlendirilebilirdi. Sonraki araştırmalarda, bu konunun incelenmesi yararlı olabilir.

Gelecekteki araştırmalarda, cinsiyet ve sınıf düzeyi gibi değişkenlerin yanı sıra, yetkinliğin kaynakları üzerinde kültürün kazanılması, sosyoekonomik statü ve aile (Tang, Fouad & Smith, 1999), kişilik (örneğin,

Schaub & Tokar, 2005) ve kariyer destek ve engelleri (örneğin, Ali & McWhirter, 2006, aynı zamanda bk. Lent et al., 2000) gibi diğer ortamsal etkilerle yetkinlik kaynaklarında ya da yetkinlik inançlarında cinsiyete göre zaman içinde oluşan değişim incelenebilir. Örneğin, ilkokuldan liseye kadar oluşan değişimi incelemek oldukça yararlı olabilir. Böylece, matematik yetkinlik beklentisindeki cinsiyet farklılıklarının zamana bağlı olarak nasıl oluştuğu incelenebilir. Matematik yetkinliği ile ilgili araştırma yapan araştırmacıların, matematik yetkinliğini yükseltmek isteyen öğrencilere yönelik uygulanabilecek müdahale çalışmalarının içeriği ile ilgili açımlayıcı bilgiler vermeleri yine oldukça yararlı olacaktır (bk., Lent, Hackett & Brown, 1999). Psikolojik danışmanlar, özellikle, matematik başarısı yüksek olmayan, bu dersler hakkında olumsuz düşüncelere sahip olan ya da matematik derslerinden korkan ve bu derslerle ilgili olarak olumsuz duygular yaşayan ancak matematik ağırlıklı alanlara yönelmek isteyen öğrencilere yönelik olarak müdahaleler yapabilirler.

Sonuç olarak boylamsal biçimde, matematik yetkinliğinin ya da bu dersler hakkındaki olumsuz düşüncelerin nasıl değiştiğini, akademik alan tercihlerine ve cinsiyet rol algılarına göre incelemek yararlı olacaktır. Şaşırtıcı biçimde yeterince dikkat edilmemesine karşın (Betz, 2007), özellikle bilgilendirici kaynakların ya da diğer birey girdilerin keşfedici potansiyelinden yararlanmak gerekmektedir. Yeni araştırmalarda müdahale çalışmaları için yeni bilgilerin üretilmesine yönelik çaba harcanmalıdır.

The Reliability and Validity of the Mathematics Self-Efficacy Informative Sources Scale

*Ragıp ÖZYÜREK**

Abstract

This study focused on the convergent and discriminate validity of the Mathematics Self-Efficacy Informative Sources Scale for high school students. A total number of 692 high school students participated in the study. Both explanatory and confirmatory factor analyses were conducted for the content of the scale. Whether the Mathematics Self-efficacy Informative Sources showed any differences in terms of personal variables such as gender and class level was also examined as part of discriminate validity. According to the results of the factor analyses, the four-factor model of math-inform was supported. According to the distinguished validity results, it would be stated that class level variables were not effective in explaining the variables informative resources. The results were discussed in light of literature and some suggestions were given for further studies.

Key Words

Math self-efficacy informative sources.

* *Correspondence*: Assoc. Prof. Dr. Ragıp ÖZYÜREK, Çukurova University, Education Faculty, Psychological Counseling and Guidance Unit, 01330 Balcalı-Adana/Turkey.
E-mail: canlura@cu.edu.tr

Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri / Educational Sciences: Theory & Practice
10 (1) • Winter 2010 • 439-447

© 2010 Eğitim Danışmanlığı ve Araştırmaları İletişim Hizmetleri Tic. Ltd. Şti.

This study focused on the convergent and discriminate validity of the Mathematics Self-Efficacy Informative Sources Scale for high school students. Both explanatory and confirmatory factor analyses were conducted for the content of the scale. Whether Mathematics Self-efficacy Informative Sources showed any differences in terms of personal input such as gender and class level was also examined as part of discriminate validity. A total number of 692 high school students participated in the study. According to the results of the factor analyses, the four-factor model of the Math-inform was supported and multivariate comparisons were performed according to gender and class level. The results were discussed in light of literature and some suggestions were given for further studies.

This study is related to informational sources of mathematics self-efficacy expectations; personal performance accomplishments, social persuasion, peer modeling, and perceived physiological, and affective states (Bandura, 1977, 1986, 1997). The purpose of this present study was to contribute to counselors' practices regarding their studies to enhance mathematics self-efficacy expectations of high school students (Betz & Hackett, 1981; Hackett & Betz, 1981; Lent, 2005; Lent et al, 2000; Lent & Brown, 2006; Lent, Brown & Hackett, 1994, 1996a). In this respect, the convergent and discriminate validity of the Mathematics Self-Efficacy Informative Sources Scales developed for high school students (Aybay-Köroğlu, 2005; Lent, Lopez & Bieschke, 1991; Lent, Lopez, Brown & Gore, 1996b; Lopez & Lent, 1992; Matsui, Matsui & Ohnishi, 1990; Özyürek, 2002, 2005) was emphasized. The study had two main aims, one of which stressed on the factor structure of the scale as part of convergent validity. By means of both explanatory and confirmatory factor analyses, it was aimed to decide which factor structure of applications was the most convenient for counselors to do evaluations. Based on theory (Bandura, 1986, 1987) and accepted as a basic model, this four-factor model was predicated on these four informative sources. However, the Personal Performances and the Social Persuasion sources scales were composite for the three-factor alternative model and used as a single factor. The present study involved high school students from different cities in Turkey while high school students from the same city were involved in two studies of Özyürek. The relationship of these scales to the scales measuring negative and biased opinions about mathematics (Math-opinions) was also examined.

Second, it was also analyzed whether mathematics self-efficacy resources showed any differences in terms of personal variables such as gender and class level as part of discriminate validity (Hampton, 1998; Holland, 1997; Multon, Brown & Lent, 1996; Tokar, Thompson, Plaufcan & Williams, 2007; Williams & Subich, 2006).

Method

Participants

A total of 692 high school students enrolled in 9th grade (n = 327), 10th grade (n = 234) and 11th grade (n = 129) participated in the study. 284 of the participants were female students while 392 were male students (missing = 16). The participanting students were chosen randomly from various high schools in different cities of Turkey. Not only students from vocational high schools, but also students from different fields of academic high schools such as science, social sciences, Turkish-mathematics, and foreign language were included in the study. Their mean age was found as 16.28 (SD =1.12).

Since confirmatory factor analysis (CFA) was run after conducting explanatory analysis, the data had to be split in half at random one of which was calibration (n= 348) and the other was cross-validation (n= 344). While CFA was being conducted, listwise deletion method was used and then the number of participants became 282.

Instruments

The Mathematics Self-Efficacy Informative Sources Scales (Mathinform): This scale (Özyürek, 2002, 2005) consisted of subscales of Personal Performances and Peer Modeling scales with 9 items, Social Persuasion scales with 6 items and Perceived Physiological and Effective States scales with 10 items. The participants were asked to rate on a 4-point Likert scale, the degree of agreeableness (from 1-I never agree to 4-I completely agree). The high scores in this scale mean the existence of the related feature.

The Negative and Biased Opinions about Mathematics (Mathopinions): This scale developed by Özyürek (2002, 2005) measures negative opinions about mathematics courses arising from students' lack of self-efficacy (cf., "*avoidance bahaviour*" in Betz, 2004; p. 342). The scores of the scale showed negative correlations with mathematics in-

terest, mathematics self-efficacy, personal performances and social persuasion scales while showing positive correlations with peer modeling and perceived physiological arousal scales. Mathematics self-efficacy was used as one of the latent variables. Based on results obtained from calibration sample, Cronbach alpha value of the scale was .79.

Results

Explanatory Factor Analysis Results

Since the Math-inform was conducted for students from various cities different from the previous research (Özyürek, 2002, 2005), it was needed to do a new exploratory factor analysis so that it would be possible to investigate whether the scale was determined or had a simple factor content.

In order to achieve this purpose, factor analysis was done through oblique rotation and principal axis factor extraction methods. A three-factor solution, which was also found in previous studies (Özyürek, 2005), was evaluated in these analysis. As a criterion of a simple factor structure, the factor loading of an item was accepted as minimum .30 value as a cut off. In addition, the minimum cross loading value was considered as .30. After conducting the factor analysis for the second time, a simple three-factor structure was found.

Correlation Analyses

After the three-factor solution found by exploratory factor analysis, correlation matrix was computed (Table 2) according to both this model and theory based four-factor model.

The Results of Confirmatory Factor Analysis

Chi-square value was found significant in the structural equation modeling analysis run by LISREL 8.30 for both models (Jöroskog & Sörbom, 1993). Considering the fit indices (Bollen, 1989; Byrne, 1998; Hoyle & Panter, 1995; Hu & Bentler, 1995; Kline, 1998; Ullmann, 1996), the values were found unsatisfactory and a new modification was needed. As for the basic model, the maximum modification index of output file was investigated and two modifications were made. The maximum modification index was investigated for the three-factor alternative model and two modifications of the basic model had to be conducted. The fit indices of both models are shown in Table 3.

As it can be seen from the table, the fit indices of the four-factor model were more satisfactory. In addition, the AIC value (1007.986) of the four-factor model was found lower than that of the three factor model (1025.410). Although a new cross-validation study needed because of the modification, the researcher decided to run the rest of the analyses according to the four-factor model.

The Effects of Gender and Class Level on Informative Sources

The mean scores and standard deviation values of informative sources according to gender and class level were shown in Table 4. As for the second purpose of the present study, a 2 (gender) X 3 (class level) multivariate analyses of variance (MANOVA) was conducted (Tabachnick & Fidell, 2001). While gender and class level (9^{th}, 10^{th}, and 11^{th} year) were independent variables, composite variable (Personal Performances + Social Persuasion) and the Peer Modeling and the Perceived Physiological Arousal Scales were used as dependent variables. The following results were obtained; the mean scores of the Peer Modeling Scales of eleventh-year male students were found significantly higher than those of both tenth-year male students and eleventh-year female students. The Perceived Physiological Arousal and the Math-opinion mean scores of female students were found higher than male students while male students' mean scores of composite variable (Personal Performances and Persuasion) were found higher than those of female students.

Discussion

Although the three-factor solution was obtained through exploratory factor analysis related to the Math-inform scale, theoretically, Bandura (1997) mentioned four sources. However, the results of confirmatory analyses revealed the validity of the four-factor model. In addition, referring the items of the Personal Performance Accomplishments and Social Persuasion Sources to the same factor might not be contradictory because it would be natural for students showing successful performances in mathematics classes to get persuasive messages from both teachers and peers.

No significant relationship was found between the Peer Modeling Scale and the Personal Performances Accomplishments + Persuasion Scales, which was also the same in the previous studies (for instance, Özyürek,

2002, 2005). It was interesting to find that the Math-inform Scales showed positive relations with peer modeling and perceived physiological arousal variables but negative relations with the other two scales. On the other hand, if this scale related to negative thoughts was seen as self-inefficacy then the reason could be understood better. Counselors could use this scale as "mathematics fear" scale. However, in accordance with social cognitive theory (Bandura, 1986), it would be more rationalistic to concentrate on how students would improve themselves in mathematics classes via positive thinking (see also Cardoso & Marques, 2008; Rivera, Blumberg, Chen, Ponterotto & Flores, 2007).

According to the distinguished validity results, it would be stated that class level variables were not effective in explaining the variables informative resources. The fact that the mean of personal performances of female students was lower than male students while the mean of excitement levels was higher would indicate that female students had a disadvantage in mathematics. It was also obvious in the study that female students have significantly more negative opinions ($p<.001$) than male students. Based on informative resources, counselors could find out the students' mathematical background rather than focusing on gender and class level.

One of the most important results of this study was that no significant differences were found in the main effect of class level in terms of both resources and negative ideas. The most important reason would be the lack of specific skills in the scale statements that could be developed within the items of the scale. Whether the similar results are repeated according to the level of skills would have been investigated (Tang, Fouad & Smith, 1999; Schaub & Tokar, 2005; Ali & McWhirter, 2006). However, if content specific scales had been used, then it would have been possible to evaluate these results better.

References/Kaynakça

Ali, S. R., & McWhirter, E. H. (2006). Rural Appalachian youth's vocational/educational postsecondary aspirations: Applying social cognitive theory. *Journal of Career Development*, *33*, 87-111.

Aybay-Köroğlu, Y. (2005). *İlköğretim 8. sınıf öğrencilerine yönelik matematik yetkilik beklentisi ölçekleri geliştirme çalışması.* Yayımlanmamış yüksek lisans tezi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.

*Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change***.** *Psychological Review, 84, 191-215.*

Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Bandura, A. (1997). *Self-efficacy. The exercise of control*. New York: W. H. Freeman and Company.

Betz, N. E. (1987). Use of discriminant analysis in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology, 34*, 393-403.

Betz, N. E. (1989). Implications of the null environment hypothesis for women's career development and for counseling psychology. *The Counseling Psychologist, 17*, 136-144.

Betz, N. E. (2004). Contributions of self-efficacy theory to career counseling: A personal perspective. *Career Development Quarterly*, *52*, 340-353.

Betz, N. E. (2007). Career self-efficacy: Exemplary recent research and emerging directions. *Journal of Career Assessment, 15*, 403-422.

Betz, N. E., & Hackett, G. (1981).The relationship of career-related self-efficacy expectation to perceived career option in college women and men. *Journal of Counseling Psychology, 28*, 399-410.

Betz, N. E., & Hackett, G. (1983). The relationship of mathematics self-efficacy expectations the selection of science-based college majors. *Journal of Vocational Behavior, 23*, 329-345.

Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables.* NY: John Wily & Sons.

Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLES: basic concepts, applications, and programming.* NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.

Cardoso, P., & Marques, J. F. (2008). Perception of career barriers: The importance of gender and ethnic variables. *International Journal of Educational and Vocational Guidance, 8,* 49-61.

Hackett, G., & Betz, N. E. (1981). A self-efficacy approach to the career development of women. *Journal of Vocational Behavior, 18*, 326-339.

Hampton, N. Z. (1998). Sources of academic self-efficacy scale: An assessment tool for rehabilitation counselors. *Rehabilitation Counseling Bulletin, 41*, 260–277.

Holland, J. L. (1997). *Making vocational choices. A theory of vocational personalities and work environments.* Odessa, FL: PAR.

Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equations models. In R. H. Hoyle (Eds.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and application* (pp. 76-100). London: Sage.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Eds.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and application* (pp. 76-100). London: Sage.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.

Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLES command language*. Chicago, IL: Scientific Software International, Inc.

Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling.* NY: The Guilford Press.

Lent, R. W. (2005). A social cognitive view of career development and counseling. In S. D. Brown & R. W. Lent (Eds.) *Career development and counseling: Putting theory and research to work* (pp. 101-127). New York: Wiley.

Lent, R. W., & Brown, S. D. (2006). On conceptualizing and assessing social cognitive constructs in career research: A measurement guide. *Journal of Career Assessment, 14*, 12-35.

Lent, R. W., Brown, S. D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of Vocational Behavior, 45*, 79-122.

Lent, R. W., Brown, S. T., & Hackett, G. (1996a). Career development from a social cognitive perspective. In D. Brown & L. Brooks et al. (Eds.) *Career choice and development* (pp. 373-422). San Fransisco: Jossey-Bass Publishers.

Lent, W. R., Brown, S. D., & Hacket, G. (2000). Contextual supports and barriers to career choice: A social cognitive analysis. *Journal of Counseling Psychology, 47*, 36-49.

Lent, R. W., Lopez, F. G., & Bieschke, K. (1991). Mathematics self-efficacy: Sources and relation to science-based career choice. *Journal of Counseling Psychology, 38*, 424-430.

Lent, R. W., Lopez, F. G., Brown S. T., & Gore, Jr. P. A. (1996). Latent structure of the sources of mathematics self-efficacy. *Journal of Vocational Behavior, 49*, 292-308.

Lent, W. R., Hackett, G., & Brown, S. D. (1999). A social cognitive view of school-to-work transition. *The Career Development Quarterly, 47*, 297-311.

Lopez, F. G., & Lent, R. W. (1992). Sources of mathematics self-efficacy in high school students. *The Career Development Quarterly, 41*, 3-12.

Matsui, T., Matsui, K., & Ohnishi, R. (1990). Mechanism underlying math self-efficacy learning of college students. *Journal of Vocational Behavior, 37*, 225-238.

Multon, K. D., Brown, S. D., & Lent, R. L. (1991). Relation of self-efficacy to academic outcomes: A meta-analytic investigation. *Journal of Counseling Psychology, 38*, 30-38.

Özyürek, R. (1998). Üniversite öğrencilerinin öğrenci yerleştirme sınavındaki puan türleri ile kendini değerlendirme puanları arasındaki ilişki. *Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi, 2*, 25-32.

Özyürek, R. (2002). Kız ve erkek on birinci sınıf öğrencilerinin kariyer yetkinlik beklentisi, kariyer seçenekleri zenginliği, akademik performans ve yetenekleri arasındaki ilişkiler. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi, 17*, 19-32.

Özyürek, R. (2005). Informative sources of math-related self-efficacy expectations and their relationship with math-related self-efficacy, interest and preference. *International Journal of Psychology, 40*, 145-156.

Rivera, L. M., Blumberg, F., Chen, E. C., Ponterotto, J. G., & Flores, L. Y. (2007). The effects of perceived barriers, role models, and acculturation on the career self-efficacy and career consideration of Hispanic women. *Career Development Quarterly, 56*, 47-61.

Schaub, M., & Tokar, D. M. (2005). The role of personality and learning experiences in social cognitive career theory. *Journal of Vocational Behavior, 66*, 304-325.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Boston: Allyn and Bacon.

Tang, M., Fouad, N. A., & Smith, P. L. (1999). Asian Americans' career cgoices: A path model to examine factors influencing their career choices. *Journal of Vocational Behavior, 54*, 142-157.

Tokar, D., Thompson, M. N., Plaufcan, M. R., & Williams, C. M. (2007). Precursors of learning experiences in Social Cognitive Career Theory. *Journal of Vocational Behavior, 71,* 319-339.

Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick, & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (pp.653-771). New York: Harper Collins Publishers Inc.

Williams, C. M. & Subich, L. M. (2006). The gendered nature of career related learning experiences: A social cognitive career theory perspective. *Journal of Vocational Behavior, 69*, 262-275.