

İYİ İZLENİM BIRAKMA ÖLÇEĞİNİN HAZIRLANMASI*

Arif ÖZER

Abant İzzet Baysal Üniversitesi

ÖZET

Personel seçimi ile ilgili yapılan araştırmalar personel seçiminde kullanılan kişilik testlerine verilen yanıtların hem yanıtlanabileceğini ve hem de bu yanıtlama miktarının saptanabileceğini göstermektedir. Bu nedenle araştırmada, diğer bir çalışma kapsamında araştırmacı tarafından geliştirilen Bankacı Kişilik Envanteri'nin bir alt ölçeği olan, İyi İzlenim Bırakma Ölçeği'nin hazırlanması amaçlanmıştır. Araştırma, banka çalışanları ve üniversite öğrencilerinden oluşan üç ayrı katılımcı grubundan elde edilen veriler üzerinde yapılmıştır. Araştırma sonucunda 10 maddelik iyi izlenim bırakma ölçeği hazırlanmıştır. Elde edilen bulgulara göre, ölçeğin oldukça yüksek yapı geçerlik ve güvenilirlik katsayılarına sahip olduğu görülmüştür. Ayrıca ölçeğin madde – faktör yüklerinin ve hata varyanslarının cinsiyete bağlı olarak farklılık göstermediği ve kızların erkeklere göre ölçekten daha yüksek puanlar aldıkları gözlemlenmiştir. Çalışmanın son aşamasında, hazırlanan ölçeğin normu oluşturulmuştur.

Anahtar Kelimeler: Sosyal Beğenirlik, İyi İzlenim Bırakma, Doğrulayıcı Faktör Analizi, Çok Örneklemli Doğrulayıcı Faktör Analizi, Faktöryel Geçerlik ve Değişmezlik.

PREPARATION OF GOOD IMPRESSION SCALE

Abstract

Research on personnel selection has showed that the answers given to personality tests used in personnel selection might both be biased and that the amount of this bias rate might be determined. The purpose of the study was to present Good Impression Scale (IIBO) that is considered as the subscale of Bank Employee Personality Inventory formerly developed by the researcher. The data were gathered from three different groups consisting of bank employee personnel and university students. At the end of the study, Good Impression Scale with 10 items was prepared. The results of the study indicated that the scale had rather high construct validity internal consistency coefficients. Moreover, the measurement model (item-factor loading and error variances) of IIBO was not varied by gender. However, females had higher scores than males. During the last stage of the study, the norm of this scale was established.

Key Words: Social Desirability, Good Impression, Confirmatory Factor Analysis, Multi-Sample Confirmatory Factor Analysis, Factorial Validity and Invariance.

* Yazar notu: Bu çalışma, TÜBİTAK tarafından desteklenen bir proje kapsamında yapılmış ve araştırmanın verileri yazarın doktora tez çalışmasından alınmıştır

GİRİŞ

Kendini anlatma (self report) ölçekleriyle yapılan psikolojik değerlendirmelerde yaşanan zorluklardan birini, yanıtlayıcıların kendilerine sorulan sorular karşısında içten olmak yerine, yanlı yanıtlar (response bias) vermesi oluşturmaktadır. Bireyler bazen araştırılan konuya (ırkçılık, kürtaj, gelir, cinsel tercih) ya da duruma (işe girme, cezadan kaçma), bazen de kişilik özelliklerine (uyarlık, kendini ayarlama) bağlı olarak utanç ya da suçluluk duymama ve özsaygılarını koruma ihtiyacı duymakta, ölçeklere içten yanıtlar vermemektedirler (Kline, 1967; Akt. Brannigan, Schaller ve McGarva, 1993). Başka bir ifade ile yanlı yanıt verme, hem bilgi toplama araçlarının içeriklerinden, hem de incelenen bireylerin gelişigüzel yanıtlar verme, maddeleri yanlış anlama, bilerek yalan söyleme ya da maddelerde ileri sürülen düşüncelere ayırt edici olmayacak şekilde katılma gibi yanıtlama biçimlerinden kaynaklanmaktadır (Thunholm, 2001).

Yanlı yanıtlama biçimi genellikle iki şekilde ortaya çıkmaktadır: Birinci şekil, maddelerin içeriğine katılma ya da katılmama söz konusu olmaksızın genel kabul ya da reddetme ve cevapların kalıplaşması (response style) biçiminde gözlenmektedir. Bu duruma örnek olarak, göreve bağlılık düzeyi yüksek öğrencilerin, uzlaşmacılık düzeyi yüksek olanlara oranla, arkadaşlarını derecelendirirken daha düşük puanlar vermeleri ya da sosyal beğenirlik ölçeklerinden yüksek puan alanların eşlerini çeşitli psikolojik testlerde derecelendirirken daha yüksek puanlar vermeleri gösterilebilir (McCrae and Costa, 1983; Akt. Johnson ve Fendrich, 2002; Bernardin, Cooke ve Villanova, 2000). İkinci şekilde ise, yanlı yanıt verme; kendini olduğundan daha iyi (faking good) ya da kötü (faking bad) göstermeye dayalı, durumluk yanıtlama yanlılıkları (response set) biçiminde ortaya çıkmaktadır (Sackett ve ark. 1989; Akt. Jackson, Wroblewski ve Ashton, 2000; Murphy ve Davidshofer 1998; Byrne ve Campbell, 1999). Nederhof (1985), Catania ve ark. (1996), Viswesveran, Ones ve Hough'a (2001) göre, durumluk yanıtlama yanlılıklarının temelinde sosyal normlar yer almaktadır. Örneğin bir çeteye katılma aşamasında ergenler, yasalara aykırı davranma konusunda, gerçekte olduklarından daha fazla suç işlediklerini ifade etmektedirler. Bu bağlamda, bireylerin kişilik testlerinde gerçekleri yansıtmak yerine, normlara uygun yanıtlar vermeleri, sosyal beğenirlik hatası olarak tanımlanmakta ve bu hatanın kişilik testlerinden elde edilen verilerin geçerliğini düşürdüğü ifade edilmektedir (Rosse, Levin ve Nowicki, 1999; Loo ve Thorpe, 2000; Elingson, 2003).

Nederhof (1985) ve Paulhus'a (1991) göre sosyal beğenirliğin ne olduğu konusunda iki ayrı görüş bulunmaktadır: çarpıtma ve kendini aldatma. İlk görüşe göre sosyal beğenirlik, çarpıtma (response distortion) olarak isimlendirilmekte ve bireyin değerlendirmelerden kaçınmak ve olumlu bir imaj yaratmak için yanıtlarını bilinçli biçimde, istenilir yönde vermesi şeklinde açıklanmaktadır (Brannigan, Schaller ve McGarva, 1993). Bu düşünceye göre, kişilik testleri, ölçmek üzere tasarlandıkları

özellikleri doğru olarak ölçmemektedir. Başka bir ifadeyle, yanıtlayıcılar, bir maddeyi onaylarken, ifadenin sosyal kabul yanına katıldıkları kadar ölçülen özeliğe ilgi göstermemektedirler. Bu nedenle istenilir cevaplar verme, kişilik envanterlerinin geçerliğini düşüren, istenmeyen ve kontrol edilmesi gereken bir değişme (variance) içermektedir. Bu görüşe göre, yanıltma; kişilik envanterlerinin faktör yapısını değiştirmekte, bu da testin hem yapı, hem de ölçütlere dayalı geçerliğini etkilemektedir.

İkinci görüşe göre, beğenirlik hatası, kendini aldatma (self deception) olarak isimlendirilmekte ve kendine yönelik şişirilmiş olumlu bir algıyla yansıtılan, bilinç-dışı bir ego genişlemesi olarak tanımlanmaktadır. Bu tanımlamanın altında, sağlıklı bireylerin pozitif bir benlik imajı çizdikleri, küçük eleştirileri önemsemedikleri, başarısızlıklarını küçümsedikleri ve olumsuz düşüncelerden kaçınıp girişimlerinin çoğunda başarılı olmayı bekledikleri anlayışı yatmaktadır (Hogan, 1998; Akt. Smith ve Ellingson, 2001). Bu anlayış çerçevesinde yanıltmadaki bireysel farklılıklar, bir stil ya da çarpıtma olmaktan çok, uzlaşmacılık, nevrozizm ve göreve bağlılık gibi başka yapılarla ilişkili bir kişilik özeliği (trait) olarak açıklanmaktadır (McCrae ve Costa 1983; Akt. Murphy ve Davidshofer 1998; Ones ve ark 1998; Costa ve McCrae, 1997; Dwight ve Fiegelson 2000).

İlk görüşe göre, sosyal beğenirlik kişilik testlerinin geçerliğini düşürmektedir. Bunun tersini ileri süren araştırmalarda korelasyonel analizler kullanılmakta, ancak bu teknik çarpıtma eğiliminin eğik oluşu, seçim oranı, aralık sınırlaması ve envanterin orta düzeyde geçerli oluşu gibi faktörlerden etkilenmektedir. Buna karşılık ikinci görüşte ise, beğenirlik ölçeklerinin doğru tepkileri yanlış olanlardan ayırt edemediği ve bu ölçeklere dayalı puanlarda düzeltme yapmanın, kişilik testlerinin diğer alt ölçeklerinden alınan puanların geçerliğini düşürdüğü kabul edilmektedir. Ayrıca iyi yanıltma yönergeleri altında yapılan araştırmalarda, ölçeklerin sosyal beğenilir açıdan yanıtlanmaya olan duyarlılıkları ve yanıltılmanın maksimum ölçüsü hakkında bilgiler elde edildiği düşünülmektedir. Bu düşüncenin gerisinde, gerçek iş ortamlarında yapılan çalışmalarda yanıltma bulgularının elde edilememesi yatmaktadır (McCrae ve Costa, 1983; Akt. Smith ve Ellingson, 2001). Kaldı ki, Dicken (1963); Hough ve arkadaşları (1990); Christiansen ve arkadaşları (1994); McCrae ve Costa (1983); Barrick ve Mount (1996) tarafından yapılan araştırma ve meta-analiz çalışmalarında çarpıtmanın etkisini kontrol etmenin, kişilik ve ölçüt arasındaki ilişkileri etkilemediği (Akt. Rosse, Stecher, Miller ve Levin, 1998; Birenbaum ve Montag, 1989) ve beğeni hatasının yordayıcı – ölçüt arasında aracı (mediator), etkileşen (moderator) ya da bastırıcı (supressor) bir rol oynamadığı saptanmıştır (Ones ve Viswesvaran, 1998; Viswesveran, Ones ve Hough, 2001).

Birenbaum ve Montag (1989) açıklanan bu iki hata arasında, 0.20 – 0.40 civarında “düşük” korelasyonlar bulunduğunu ve sosyal beğenirlik adıyla geliştirilen ölçeklerin genellikle bu hatalardan (alfa ve gama) bir tanesini ağırlıklı olarak ölçtü-

ğini belirtmektedirler. Eysenck (1976) ise, geliştirdiği yalan ölçeğinin gerçeği gizleme koşulları altında aldatmayı, bu koşulların dışında uyarlık gibi başka yapıları ölçtüğünü belirtmiştir (Birenbaum, 1989).

Sosyal beğenirlik hatası farklı şekillerde tanımlansa da, asıl sorun personel seçimleri sırasında kişilik testleri kullanılırken yaşanmaktadır. Sözelimi sınava giren adaylardan yanlı yanıt verenlerin, kişilik testinden en yüksek puanlar aldığı bir durumda, bu testin sonucuna bağlı olarak, personel seçme oranının % 5 olarak belirlenmesi, bu duruma bir örnek oluşturmaktadır. Personel seçimi sırasında, kişilik testlerine yanlı yanıtlar verildiği düşüncesinin temelinde, kendini ifade etme ve istenir özellikleri gösterme konusunda, örgütlerde yapılan değerlendirme çalışmalarının, cevaplayıcılara fırsat ve motivasyon sağladığı anlayışı yatmaktadır (Birenbaum ve Montag, 1989). İyi izlenim bırakma söz konusu olduğunda; adaylar kendilerini olumlu göstermeye, algılanan rolün gereklerine ya da ideal çalışan özelliklerine uygun olduklarını sergilemeye çalışmakta, kişilik testleri de hemen hemen bu sahte tavırlar için uygun bir ortam hazırlamaktadır. Bu bağlamda madde kökleri saydam ifadelerden oluşan beş faktör kişilik envanterleri, yanlı cevap vermeyi kolaylaştırdığı için eleştirilmekte ve bir çözüm yolu olarak madde kökü belirsiz ifadelerden oluşan testlerin hazırlanması önerilmektedir. Bununla birlikte, maddelerinin neyi ölçtüğü cevaplayıcılar tarafından anlaşılmayan testlerin, madde kökü anlaşılır olanlara göre daha düşük geçerlik katsayılarına sahip oldukları belirtilmektedir (Boone 1995; Osberg 1999; Zickar ve Ury 2002: Akt. Brown ve Harvey 2003).

Kişilik testlerinde yer alan maddelerin nasıl ifade edildiklerine ek olarak, yanıtların çarpıtılmasına katkı sağlayan diğer bir faktör, “çalışırken, plânlıyım” ya da “iyimser bir bakış açısına sahibim” gibi maddelere verilen yanıtların testin verildiği anda kontrol edilemeyecek olmasıdır. Fiske ve Taylor (1991) konuyla ilgili olarak, yanıtlayıcıların ortaya çıkarılabileceğine inanmadıkları sürece, yeterliklerini abartma eğiliminde olduklarını belirtmektedirler (Akt. Rosse, Stecher, Miller ve Levin 1998). Yanıtlayıcıların bu türden eğilimlerini kontrol etme aracı olarak, kültürel açıdan onaylanan, fakat sık görünmeyen (ya da tersi) davranışları içeren maddelerden oluşmuş ölçeklerin hazırlanması, bu ölçeklerin diğer envanterlerle birlikte kullanılması ve böylelikle içten yanıtlar vermeyen bireylerin belirlenmesi yolu izlenmektedir (Edwards, 1957, Akt. Robinette, 1991; Thulman, 2001; Stöber, Dette ve Musch, 2002; Elingson, 2003). Ayrıca bu ölçekler kullanılarak üç şekilde sosyal beğenirlik yanlılığıyla baş edilmeye çalışılmaktadır: sosyal beğenirlik ölçeğinden yüksek puan alanların; cevap kâğıtlarını değerlendirmeden çıkarmak, puanlarında düzeltme yapmak ve sadece sosyal beğenirlik etkisini kaydetmektir (Nederhof, 1985).

Test uygulamalarında görülen sosyal beğenirlik hatasına ilişkin yaygın endişe yüzünden, temel kişilik testlerinin çoğunda, bu hatanın miktarını saptamak amacıyla-

la, sosyal beğenirlik alt ölçeklerine kaçınılmaz olarak yer verilmektedir. Örnek olarak, Minnesota Çok Yönlü Kişilik Envanteri (MMPI: L ve K ölçekleri), Eysenck Kişilik Envanteri (EPI: L - yalan ölçeği), Comrey Kişilik Envanteri (yanlı yanıt ölçeği), Kişilik Araştırma Formu (PRF: beğenirlik ölçeği), California Kişilik Envanteri (CPI: iyi izlenim bırakma ve iyi oluş ölçekleri), 16 Kişilik Faktörü (16 PF: iyi - kötü görünme ölçekleri) verilebilir. Ayrıca bir kişilik envanterinin alt ölçeği olması dışında, doğrudan sosyal beğenirlik hatasını ölçmek amacıyla geliştirilmiş ölçeklere de rastlanmaktadır. Bu ölçeklere örnek olarak Edwards, Marlowe - Crowne ve Wiggins'in Sosyal Beğenirlik Ölçekleri, Dengelenmiş İstenilir Yanıtlar Verme Envanteri (BIDR), Tutum ve Düşüncelerde İstenilir Yanıtlar Verme Ölçeği (RD-16) verilebilir.

Bununla birlikte, önceden geliştirilen tek boyutlu sosyal beğenirlik ölçekleri (ESDS, M-C SDS, E - L) arasında düşük korelasyonların görülmesi (O'Grady, 1988, Akt. Birenbaum ve Montag, 1989), bazılarının (Edwards SDS) iyi izlenim bırakmaktan çok kendini aldatma faktörünü ölçmesi, bazılarının (MMPI - L) ise madde içeriklerinin normalden çok patolojik davranışları örneklemesi bu alanda yaşanan sorunlar olarak gözlenmektedir. Ayrıca kullanılmakta olan sosyal beğenirlik ölçeklerinin geliştirilmesinde maddelerin ölçekte temsil edilmeleri, davranışların kültürel açıdan uygun ya da uygun olmaması koşuluna bağlanmaktadır (Barger, 2002). Türkçeye uyarlanan testler, uygulamacıların bir süre için ihtiyaçlarını karşılamakta ve kültürler arası çalışmalarda kolaylık sağlamaktadır. Ayrıca kişiliğin kültüre özgü önemli öğeleri içermesi ve kişilik envanterlerinde de bu öğelere yer verilmesi söz konusudur. Kline (1988), kültüre özgü faktörlerin, kültürler arasında ortak olanlardan daha önemli olduğunu belirtmektedir. Örneğin, Budist kültür ve Konfüçyüs öğretileri, kişiliğin en önemli belirleyicileri olarak buldukları kültürlerle ait kişilik envanterlerinde yer alırken, Avrupa ve Amerika'da kişilik üzerinde anlamlı bir rolleri bulunmamaktadır. Dolayısıyla bu çalışmayla paralel olarak sürdürülen diğer bir araştırmada geliştirilen bankacı kişilik envanteri için bir sosyal beğenirlik alt ölçeğine duyulan gereksinim ve mevcut ölçeklerde yaşanan sorunlar nedeniyle, bu araştırmada kültüre özgü davranışlardan oluşmuş İyi İzlenim Bırakma Ölçeğinin (İİBÖ) hazırlanması amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda, araştırmada test edilecek hipotezler şunlardır: a) İİBÖ'ye verilen yanıtlar tek faktörlü modelle açıklanabilir. b) Modelde hata terimleri ilişkisizdir. c) İİBÖ'nün güvenilirlik düzeyi yüksektir. d) İİBÖ'nin her maddesi, faktörde 0 olmayan yüke sahiptir. e) İİBÖ'nün tek faktörlü yapısı hem kız hem de erkek öğrenciler üzerinde geçerlidir. f) İİBÖ'nün madde istatistikleri (items measurement) kız ve erkek öğrencilerde eşittir.

YÖNTEM

Araştırmaya Katılan Bireyler

Bu araştırma sırasında İyi İzlenim Bırakma Ölçeğini hazırlamak için üç ayrı katılımcı grubuyla çalışılmıştır. Araştırmaya katılan bireyler hakkındaki bilgiler, uygulama sırasına göre aşağıda verilmiştir.

İİBÖ Kritik Davranışlarının Belirlendiği Grup İİBÖ'ye temel oluşturacak kritik davranışları belirlemek amacıyla, araştırmanın ilk aşamasında, bankacıların kendilerini olduklarından daha iyi gösterme eğiliminde oldukları durumların neler olabileceği araştırılmıştır. Bu amaçla yapılan çalışmaya Ziraat Bankası Genel Müdürlüğü merkez teşkilatı ve şubelerinde 2003 – 2004 yılında çalışan 450 bankacı katılmıştır. Araştırmaya katılan bankacılar, nitel araştırmalarda kullanılan amaçlı örnekleme yöntemiyle (Kolay Uygulanabilir Durum Örnekleme) seçilmiştir (Marshall ve Rossman, 1995). Katılımcıların 289'u bayan (% 64), 161'i erkek'tir (% 36). Ayrıca 315 çalışan merkez teşkilatında, 135'i ise şubelerde çalışmaktadır. Bu çalışanların hizmet süreleri ise 2 –28 yıl arasında değişmektedir ($\bar{x} = 14.1$, $ss = 6.89$).

İİBÖ Ön Formunun Uygulandığı Grup: Bu araştırmada hazırlanan ölçeğin, bu çalışmayla paralel olarak sürdürülen diğer bir araştırmada geliştirilen Bankacı Kişilik Envanteri'nin bir alt ölçeği olması planlanmaktadır. Bankacılık Kişilik Envanteri'nin bankalara alınacak üniversite mezunlarının seçiminde kullanılması beklenmektedir. Bu nedenle, araştırma kapsamında hazırlanan İyi İzlenim Bırakma Ölçeği ön formu 2003-2004 öğretim yılı güz döneminde Hacettepe Üniversitesinde öğrenim gören 183 öğrenciye (psikoloji ve psikolojik danışma bölümlerinin dışında) ders saatinde uygulanmıştır. Öğrencilerden 105'i placebo, 78'i norm grubunda yer almıştır. Ayrıca öğrencilerin % 51,1'i kız (n = 94), % 34,2'si erkektir (n = 63). Katılımcılardan % 14,7'si ise (n = 27), cinsiyetleri hakkında bilgi vermemiştir.

İİBÖ Normunun Hazırlandığı Grup: Bankalara çoğunlukla olarak üniversitelerin iktisadi - idari bilimler, eğitim ve edebiyat fakültesi mezunları başvurmaktadır (Ozer, 2004). Bu yüzden hazırlanan ölçeğin normu, 2003-2004 eğitim ve öğretim yılı, bahar semestrisinde Hacettepe Üniversitesi İktisat, Fen - Edebiyat ve Eğitim Fakültelerinin üçüncü ve dördüncü sınıflarına devam eden öğrenciler üzerinde hazırlanmıştır. Araştırmaya katılan öğrencilerin 781'i kız, 377'si erkektir. Yaş ortalaması 22 olan grubun, 600'ü Eğitim, 348'i İktisat, 162'si Edebiyat ve 31'i Fen Fakültesinde (İstatistik) öğrenim görmektedir. 66 öğrenci fakülte, 55 öğrenci ise cinsiyet bilgilerini belirtmemiştir.

Çalışmanın Gerçekleştirilmesi Sırasında İzlenen İşlem Basamakları

İyi İzlenim Bırakma Ölçeği hazırlanırken öncelikle 450 bankacıdan hangi durumlarda kendilerini olduklarından daha iyi gösterme eğiliminde olduklarına ilişkin bilgi alınmıştır. İşgörenlerin görüşleri içerik analizi yoluyla incelenmiş, bu inceleme sonucunda ilgili literatürle de desteklenen 10 kritik davranış saptanmıştır. Bir sonra-

ki aşamada, her kritik davranış için üç madde yazılmış, böylelikle hemen herkesin evet ya da hayır tarzında yanıt verebileceği 30 maddeden oluşan denemelik bir form hazırlanmıştır. Bu formda yer alan maddelerin, belirlenen kritik davranışlara uygunluğu uzman görüşleri alınarak incelenmiştir. Bu inceleme sonucunda, kritik davranışlara uygunluğu, görüş birliği içinde seçilen ifadeler tek maddeyle, görüş birliğinin sağlanamadığı maddelerde ise, her kritik davranış birden fazla maddeyle ölçeğin ön formunda temsil edilmiştir. Bununla birlikte, yapılan uygulamalar sonrası, ölçeğin nihai formunda her kritik davranış tek madde ile ifade edilmiştir.

İyi izlenim bırakmaya uygun olarak yanıtlanabilecek maddelerden oluşturulmuş İİBÖ deneme formu (sosyal beğenirliğin kendini aldatma boyutu dışarıda bırakılarak), birinin placebo, diğerinin norm grup seçildiği iki grup üniversite öğrencisine 2003–2004 öğretim yılı bahar döneminde uygulanmıştır. Placebo grupta uygulamaya öncesi yanıltıcı bir yönerge verilerek (Bir kuruluşun üniversite öğrencilerine burs vermeyi plânladığı ve bu testten yüksek puan almanın burs için kriter olduğu anlatılmış) katılımcıların kendilerini olduklarından daha iyi göstermeleri için gerekli ortam hazırlanmıştır. Uygulama sonrasında, bu gruba testin gerçek amacı açıklanmıştır. Norm grubuna ise, uygulamanın gerçek amacı açıklanmıştır.

Bu uygulama sonrası, önce iki grubu birbirinden anlamlı şekilde ayıran maddeler (placebo grubunun kendilerini en az ele vereceğini düşündükleri maddeler) seçilmiş, daha sonra ayırt etme gücü yüksek maddeler üzerinde betimleyici ve doğrulayıcı faktör analizleri yapılarak, 10 maddelik İyi İzlenim Bırakma Ölçeği oluşturulmuştur. Daha sonra, 10 maddelik formda ölçeğin kız ve erkekler üzerindeki faktöryel geçerliği, eşitliği ve ortalamaları tahmin edilmiştir. Çalışmanın son aşamasında, İİBÖ 1.207 üniversite öğrencisine uygulanarak normu hazırlanmıştır.

Çalışma Sırasında Elde Edilen Verilerin Analizi

Veri analizinin ilk aşamasında, bankacıların görüşleri içerik analizi yapılarak incelenmiştir. Yapılan içerik analizi kapsamında önce veri setindeki anlamlı birimler saptanmış, daha sonra bu birimlere dayalı olarak geliştirilen kategoriler altında anlamlı birimler bir araya getirilmiştir. Bu işlemi takiben, ikinci düzey kodlamaya geçilmiş ve kategoriler arasındaki benzerlik ve farklılıklar incelenmiştir (Strauss ve Corbin 1991; Denzin ve Lincoln 1994; Marshall ve Rossman 1995; Tutty, Rothery ve Grinnell 1996).

İİBÖ geliştirilirken yapılan analizler aşağıda sunulmuştur:

İlk olarak, veri setindeki maddelerin her birinde (univariate) ve birleşimlerinde (multivariate) aykırı gözlem (outlier) olup olmadığı incelenmiştir. $Z_{.001} \geq 3.29$ 'u aşan toplam 10 katılımcı univariate aykırı gözlem olarak düşünülmüş ve görüşleri veri setinden çıkarılmıştır. Ayrıca büyük mahalnobis uzaklığına ($\chi^2_{13;.001} = 34.53$) sahip bir gözlemlerle karşılaşmadığından, veri setinde multivariate aykırı değer bu-

lunmadığı sonucuna varılmıştır. Bu çalışmalara ek olarak, veri setinde eksik değer olmadığı saptanmış; tolerans, VIF ve koşul endekslerine bağlı olarak maddeler arasında çoklu değişmeye (multicollinearity) rastlanmamıştır. Başka bir ifadeyle, veri setinde sifıra yaklaşan tolerans, 5 -10'dan büyük VIF ve 0.50'den büyük iki varyansın eşlik ettiği 30'dan büyük koşul endeksi gözlenmemiştir. Ayrıca maddelerin her biri için normallik; eğiklik ve basıklık katsayılarına ek olarak, Kolmogorow - Smirnow (K - S), birleşimlerinin normallikleri ise Mardia'nın Multivariate Kurtosis testiyle incelenmiştir. Maddelerin çoğunda "gözlenen" puanların dağılımı eğik ya da basık olmasına karşın, analizler EQS paket programında çoklu kategorik (polychoric) korelasyonlar üzerinde kuvvetli kestirim yöntemi (robust estimation), Lisrel paket programında ise asymptotic kovaryans yapısı üzerinde WLS tahmin yöntemi seçilerek gerçekleştirildiğinden, normalliğin sağlanabilmesi amacıyla veriye herhangi bir dönüştürme (transformation) uygulanmamış, analizler ham veriler üzerinde yapılmıştır (Byrne, 1994).

Analizin sonraki aşamasında, ölçeğin yanıtlanması sırasında kendini aldatıcı tarzda (self deceptive) davrananların olup olmadığını belirlemek amacıyla, önce iki gruptaki üyeler Q faktör analizi yöntemiyle incelenmiştir. Bu işlemin sonunda norm gruptan 12, placebo gruptan 6 kişiye ait değerler, içinde yer aldıkları grubun üyeleri olmadıkları (outlier) varsayılarak veri setinden çıkarılmıştır. Daha sonra, grupların bağımsız, maddelerin bağımlı değişken olarak tanımlandığı, bir dizi bağımsız örneklemeler için t testi yapılmıştır. Bu işlemin sonunda, ölçeğin ön formunda yer alan maddelerden 16'sında iki grup arasında anlamlı farklar olduğu görülmüştür. Başlangıçta 10 kritik davranış tanımlanmasına ve uzmanlar arasında görüş birliği sağlanamadığı için bazı kritik davranışları temsilen birden fazla maddeye ölçeğin ön formunda yer verilmesine karşın, maddeler arasında çoklu değişimin (multicollinearity) gözlenmesi, araştırmacıyı, bazı maddelerin fazladan yazıldığı görüşünü araştırmaya katılan bireylerin paylaşmadığı sonucuna götürmüştür. Bu sonuca bağlı olarak, bir sonraki aşamada seçilen 16 madde üzerinde temel bileşenler analizi yapılmış ve ölçek için tek boyutlu çözümün en uygun yaklaşım olduğu görülmüştür (1. özdeğer = % 32.5). Tek boyutlu çözümün araştırmanın başlangıcında benimsenen kuramsal yapıya da uygun olduğu düşünülmüş ve bu çözüm için madde - toplam korelasyonları ve maddelerin ölçekten çıkarılmasıyla iç tutarlık katsayısında elde edilecek artışlar hesaplanmıştır. 0.20'nin altında katsayıya sahip dört madde veri setinden çıkarılmış, kalan maddeler betimleyici faktör analizi (MINRES) ile incelenmiştir. Betimleyici faktör analiziyle ölçekte yer alan 12 maddeden ikisinde, madde - faktör yüklerinin 0.32'inin altında olduğu saptanmıştır. Sonraki aşamada, ölçeğin hem 12, hem de 10 maddelik formları için tek boyutlu çözüm için doğrulayıcı faktör analizi yapılmıştır. Ölçek hazırlama çalışmasının son aşamasında, İİBÖ'nün faktör yük, ortalama ve hata varyanslarının cinsiyetler arasında farklılık gösterip göstermediği, çok örneklemlili DFA ile incelenmiştir. Ayrıca İyi İzlenim

Bırakma Ölçeğinin normu hazırlanırken, verilerin analize hazırlanmasında yukarıda belirtilen işlemler tekrarlanmış ve ölçeğin yüzdeler puanları hesaplanmıştır. Analizler Statistica 6.0, Lisrel 8.54 ve EQS 6.1 paket programları kullanılarak yapılmış, işlemler sırasında hata payı 0.05 olarak alınmıştır.

BULGULAR

Araştırmanın başında kuramsal olarak beklendiği ve betimleyici faktör analizi sonuçlarıyla da desteklendiği gibi, İyi İzlenim Bırakma Ölçeği deneme formunun, tek faktörlü yapıya sahip olup olmadığını belirlemek amacıyla doğrulayıcı faktör analizi yapılmıştır. Tablo 1’de görüldüğü gibi, bu analiz sonucunda elde edilen bağımsız model katsayısının çok yüksek bir değere ($\chi^2_{66} = 447.52$; $P = 0.00$) sahip olması, veri setinden elde edilen varyans – kovaryans matrisinin test edilmeye uygun ve faktör ile maddeler arasında yeterli düzeyde ilişki olduğunu göstermektedir. Bundan hareketle, ölçeğin önce 12 maddelik, daha sonra betimleyici faktör analizi sonuçlarına dayalı, önerilen 10 maddelik formu doğrulayıcı faktör analiziyle incelenmiştir. Tablo 1’de ölçeğin tek faktörlü çözümüne ilişkin genel uyum katsayıları, model 2 ve 3’te sunulmuştur.

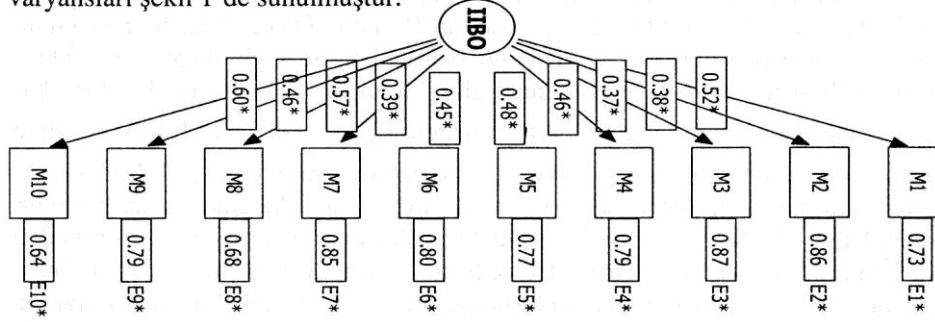
Tablo 1. İİBÖ Model Testleri ile Faktör Yük ve Hata Varyanslarının Cinsiyete Bağlı Olarak İncelenmesi

Model	χ^2_{sd}	χ^2 / sd	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC	ECVI	$\Delta\chi^2_{sd}$
1. Bağımsız model	447.52 ₍₆₆₎ *	6.78	-	-	-	-	471.52	3.30	-
2. Form (12 madde)	72.77 ₍₅₄₎ *	1.35	0.90	0.87	0.91	0.09	158.01	1.10	-
3. Form (10 madde)	64.01 ₍₃₅₎ *	1.83	0.92	0.88	0.92	0.07	102.88	0.72	8.76 ₍₁₀₎
<u>Tek Örneklem Analizleri</u>									
4. Erkek	34.11 ₍₃₅₎	0.97	0.92	0.87	0.99	0.02	-	-	-
5. Kızlar	39.10 ₍₃₅₎	1.13	0.90	0.86	0.98	0.04	-	-	-
<u>Çok Örneklemli Grup Analizleri</u>									
6. H: $\Lambda, f=1^1$	73.21 ₍₇₀₎	1.05	-	-	0.99	-	-	-	-
7. H: Λ^2	82.76 ₍₈₀₎	1.17	-	-	0.98	-	-	-	9.55 ₍₁₀₎
8. H: Λ, θ^3	103.46 ₍₉₀₎	1.15	-	-	0.95	-	-	-	20.70 ₍₂₀₎

1. Temel model (sınırlama yok)
2. Faktör yükleri eşit
3. Faktör yük ve hata varyansları eşit

Tablo 1’de görüldüğü gibi, hem model 2 hem de 3 yeterli düzeyde genel uyum katsayılarına sahiptir (GFI, CFI, AGFI ≥ 0.90 ; RMSEA ≤ 0.08). Bununla birlikte,

hiyerarşik olmayan (non-nested) iki model karşılaştırıldığında, aralarındaki farkın önemli olmayışı ($\Delta\chi^2_{19} = 8.76$), model 3'e ait χ^2 değerinin istatistiksel olarak önemli olmasına karşın, model 2'ye oranla daha küçük AIC ve ECVI katsayılarına sahip olması, 10 maddelik formun hazırlanan ölçek için daha uygun bir çözüm olduğuna işaret etmektedir. Model 3'e ait standartlaştırılmış path katsayıları ve hata varyansları şekil 1'de sunulmuştur.



Şekil 1: İyi İzlenim Bırakma Ölçeği DFA Sonuçları

Şekil 1'de görüldüğü gibi, gizil değişken (IIBO) ve göstergeler (madde) arasındaki standartlaştırılmış parametre tahminleri (Λ) .37 - .60 aralığında değişmektedir. Değişiklik endekslerinin (MI, LM ve Wald) incelenmesi sonucu, maddelerin hata terimleri arasında modelin öngördüğünden daha yüksek düzeyde ilişkilere (> 15) rastlanmamış, başka deyişle, hata terimleri arasında sistematik ilişkiler gözlenmemiştir. Ayrıca 10 maddelik form için yapılan madde analiziyle, ölçeğin madde - toplam korelasyonlarının 0.33 - 0.50 arasında değiştiği, iç tutarlık (α) ve iki yarı güvenilirlik katsayılarının 0.77 olduğu saptanmıştır. Bu sonuçlar başlangıçta sosyal beğenirliğin iki yanından birini (iyi izlenim bırakma) ölçmek üzere hazırlanan İİBÖ'nin, tek faktörlü bir yapıya sahip olduğunu doğrulamaktadır.

Öte yandan maddelerin faktör yapısının cinsiyetlere bağlı olarak değişiklik göstermediği, tablo 1'in tek ve çok örneklemler grup analizleri kısmında verilmiştir. Bu bölümde yer alan χ^2 uyum endekslerinin hiçbiri 0.05 düzeyinde anlamlı bulunmamıştır. Ayrıca χ^2 / sd oranları, beş modelde de 3'ün altındadır. Tek örneklem analizi sonuçlarına göre, İyi İzlenim Bırakma Ölçeği, veri setinde gözlenen değişimi erkek öğrenciler için daha iyi açıklamaktadır ($\chi^2 / sd = .97$). Bununla birlikte, kızlar için hesaplanan genel uyum endeksleri de yeterli düzeyde yüksektir (Örn. $CFI_{kız} > 0.90$). Faktör yüklerinin ve hata varyanslarının ayrı hesaplandığı model 6 ile sadece faktör yüklerinin eşitlendiği model 7 ve faktör yük + hata varyanslarının iki cinsiyet için aynı olduğunu ileri süren model 8 arasındaki farklar,

istatistiksel olarak önemli bulunmamıştır. Bu sonuçlar, İİBÖ'yü en iyi tanımlayan faktör yapısının kız ve erkeklerde aynı olmasının yanı sıra, her iki grupta da madde içeriklerinin benzer şekilde algılandığı anlamına gelmektedir.

İİBÖ'nin Puanlanması

İİBÖ Likert tipi beşli derecelendirmeye uygun olarak hazırlanmış olup, 10 maddeden oluşmaktadır. Maddelerin ağırlık dereceleri hiç - her zaman yönünde 1 - 5 arasında puanlandığından ölçekten elde edilebilecek toplam puan 10 - 50 arasında değişmekte, puanların yükselmesi kişinin kendini olduğundan daha iyi gösterdiğine işaret etmektedir.

İİBÖ nihai formundan placebo grubunun aldığı puanların \bar{x}_p 'sı = 37.97, ss'_1 = 5.38'dir. Norm grubunun ise \bar{x}_n 'sı = 31.94, ss'_1 = 5.61'dir. İki grubun puan ortalamaları arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır ($t_{151} = 6.63$; $P = .000$). Ayrıca İİBÖ'den alınan puanların cinsiyete bağlı olarak değişiklik gösterip göstermediği, gizil (latent) değişken ortalamalarının tahmini yöntemiyle hesaplanmış, İİBO'nün \bar{x} 'sı = 0.23; ss'_1 = 0.10 olarak bulunmuştur. Buna göre, kızların iyi izlenim bırakma eğilimi erkeklerden daha yüksek bulunmuştur ($0.23/0.10=2.24$; $P=0.037$).

Analizin son aşamasında, İİBÖ'nin nihai formundan alınan ham puanlara karşılık gelen 25, 50 ve 75. yüzdeler hesaplanmıştır. Bu değerler kızlar için sırasıyla 29.5, 33 ve 38; erkekler için 26.5, 31 ve 35'tir. Buna göre, 75. yüzdeler değere ilişkin ham puan kızlar için 38, erkekler için 35 olup, norm grubundaki bireylerin % 75'inin bu puan ya da daha düşük puanları aldıklarını göstermektedir.

TARTIŞMA VE ÖNERİLER

Araştırma sonuçlarına göre, hazırlanan İyi İzlenim Bırakma Ölçeği'nin oldukça yüksek yapı geçerlik ve güvenilirlik (iç tutarlık ve ölçeğin iki yarı güvenilirlik) katsayılarına sahip olduğu görülmektedir. Ayrıca İİBÖ'nin placebo ve norm grubunu, birbirinden istatistiksel olarak anlamlı şekilde ayırdığı saptanmıştır. Bu sonuç, burs alma beklentisiyle öğrencilerin cevaplarını çarpıttıkları anlamına gelmektedir. Paulhus'a (1991) göre, iki grup arasındaki farkın bir - iki standart sapma civarında olması, hem teste yanlı yanıt verildiği anlamına gelmekte, hem de ölçekte kesim noktası olarak seçilen katsayının doğruluğuna işaret etmektedir. Bu bağlamda araştırmaya katılan iki grup arasındaki puan ortalamaları farkının 1 ss'dan daha fazla olması, Paulhus tarafından ortaya konan nitelikleri, İİBÖ'nin karşıladığına işaret etmektedir. Bu bulgu, aynı zamanda, Viswesvaran ve Ones'in (1998) iyi yanıtma yönergeleri altında katılımcıların envanterlerden aldıkları puanların ortalama denek - içi 0.75, denekler - arası 0.50 ss civarında arttığı görüşüne benzerlik göstermektedir.

Bu çalışmadan çıkarılabilecek ikinci sonuç; katılımcıların gerçek “sanılan” koşullar altında iyi izlenim bırakma eğilimi göstermeleridir. Bu durum McCrae ve Costa (1983), Hough ve Schneider’ın (1996) görüşlerine aykırı düşmektedir (Akt. Ones ve Viswesvaran 1998). Konuyla ilgili olarak, McCrae ve Costa, yanlı yanıtla- ma yönergeleri altında bireylerin kendilerini olduklarından iyi göstermelerinin, bir işe başvurduklarında benzer şekilde davranacakların göstergesi olmadığını belirt- mektedirler. McCrae ve Costa’nın belirttiği gibi, bu araştırmada katılımcılara “yanlı yanıt verin” şeklinde bir açıklama yapılmamakla birlikte, placebo grubundaki katı- lımcılar, ölçekte kendilerini olduklarından daha iyi göstermiş ve iki grup arasındaki bu farklılık İİBÖ ile ortaya konabilmiştir.

Araştırmanın diğer önemli bir sonucu ise, İİBÖ’nün madde - faktör ve hata varyanslarının her iki cinsiyette de aynı olması, buna karşılık, ölçekten kızların er- keklere oranla daha yüksek puanlar almalarıdır. Bu bulgu Ones ve Viswesvaran (1998) tarafından yapılan meta-analiz çalışması sonuçlarına aykırı düşmektedir. Söz konusu çalışmada, Ones ve Viswesvaran 1974 – 1995 yılları arasındaki araştırmaları incelemişler, 17.906 kişinin katıldığı 66 araştırmada, sosyal beğenirlik ölçeklerinden alınan puanların cinsiyete bağlı olarak bir farklılık göstermediğini saptamışlardır. Bununla birlikte, Watkins ve Cheung (1995) Filipin, Nijerya, Nepal, Çin ve Avust- ralya’da yaptıkları araştırmada, ergenlerin kendini anlatma ölçeklerine verdikleri yanıtları incelemişler, cinsiyet * kültür etkileşiminin bireylerin yanıtla- ma stillerinde önemli farklılıklara yol açtığını bulmuşlardır (Akt. Byrne, Campbell, 1999). Bir başka çalışmada, Ray (1988) kadınların yaşları ilerledikçe, görüntülerindeki kayıp- lara bağlı olarak kendilerine olan güvenlerinin azaldığını, bu nedenle de sosyal be- ğenirlik ölçeklerinden erkeklere göre daha yüksek puanlar aldıklarını belirtmiştir. Farth ve ark. (1991) ve Aamodt (1996) ise kültürler arası çalışmalarda A.B.D’li bireylerin Asyada yaşayanlara oranla kendilerini olduklarından daha iyi gösterdikle- rini, Asya’lıların ise daha aşağı gösterdiklerini ortaya koymuşlardır. Bu araştırmalar, farklı kültür ve gelişim düzeylerine bağlı olarak erkeklerin ve kadınların ölçekleri yanıtla- ma biçimlerinin değişebileceği anlamına gelmektedir. Bundan hareketle, kız öğrencilerin İİBÖ’den erkeklere oranla daha yüksek puanlar almalarını, kültürün kadın ve erkeğe yüklediği farklı cinsiyet rol davranışlarına dayandırmak mümkün- dür.

Bunun yanında, İİBÖ kullanılarak yapılması gereken bazı çalışmalara da gerek- sinim duyulmaktadır:

Faktör analizleri yapılırken katılımcı sayısının saptanmasında farklı ölçütlere başvurulmaktadır. Tabachnick ve Fidell’e (2001) göre, 100 kişiden az olmamak kaydıyla 300 civarında gözlemin analiz için yeterli olduğunu belirtmektedirler. Grimm ve Yarnold (1995) yeterli sayıda katılımcının belirlenmesinde, madde sayısı * 5 – 10 kişi bağıntısını vermektedirler. Doğrulayıcı faktör analizinde ise bu oran

parametre sayısı * 10 kişidir (Kline, 1998). Bu araştırmada modellerin parametre sayıları 20 – 40 arasında değişmektedir. Katılımcı sayıları ise, tek örneklem analizleri için $E = 54$, $K = 90$; çok örneklemlili grup analizleri için 154'tür. Ullman'a (2001) göre, doğrulayıcı faktör analizleri sırasında, farklı tahmin yöntemleri kullanılmakta ve her tahmin yöntemi, diğer koşullar sağlanması kaydıyla farklı sayıda katılımcılar üzerinde kuvvetli tahminler yapabilmektedir. Örneğin YUAN-BENTLER tahmin yöntemi kullanılarak 60 – 120 kadar küçük gruplar üzerinde bile kuvvetli tahminler yapabilmektedir (Akt. Tabachnick ve Fidell, 2001). Araştırmada her ne kadar kuvvetli tahmin yöntemleri kullanılsa da, katılımcı sayısının yetersizliği göz önünde bulundurulmalı ve araştırma bulgularına ihtiyatla bakılmalıdır. Bu bağlamda, araştırma hipotezlerinin testi benzer katılımcı gruplarında yenilenmelidir.

Ayrıca, İİBÖ'nin Bankacı Kişilik Envanteriyle birlikte uygulanması ve DFA common method effect yoluyla metod-trait yüklerinin karşılaştırılması, Gerçek personel seçim uygulamalarında İİBÖ'nin psikometrik özelliklerinin incelenmesi, öğrenci, çalışan ve aday grupları üzerinde İİBÖ'nin çapraz geçerlik (cross validation) çalışmasının yapılması aydınlatıcı olacaktır.

Kaynaklar

- AAMODT, G. M. (1996). *Applied Industrial Organizational Psychology*, 2nd Edit. Pacific Grove: Brooks and Cole.
- BARGER, S. D. (2002). The Marlowe – Crowne affair: short forms, psychometric structure and social desirability, *Journal of Personality Assessment*, 79 (2), 286 – 305.
- BERNARDIN, H. J., COOKE, D. K. ve VILLANOVA, P. (2000). Conscientiousness and agreeableness as predictors of rating leniency, *Journal of Applied Psychology*, Vol. 85, No: 2, P: 232 – 234.
- BIRENBAUM, M. ve MONTAG, I. (1989). Style and substance in desirability scales, *European Journal of Personality*, Vol. 3, 47–49.
- BRINNIGAN, G. G., SCHALLER, J. ve MCGARVA, A. (1993). Approval motivation and sexual daydreaming, *The Journal of Genetic Psychology*, 154 (3), 383 – 387.
- BROWN, R. D. ve HARVEY, R. J. (1989). Detecting personality test faking with appropriateness measurement: fact or fantasy? Orlando: *Annual Conference of Society for Industrial and Organizational Psychology*, 2003.
- BYRNE, B. M. (1994). *Structural equations with latent variables*, New York: Wiley,
- BYRNE, B. M. ve CAMPBELL, T. L. (1999). Cross-cultural comparisons and the presumption of equivalent measurement and theoretical structure, *Journal of Cross-Cultural psychology*, Vol. 30, No: 5.
- CATANIA, J. A., BINSON, D., CANCHOLA, J., POLLACK, L. M., HAUCK, W. ve COATES, T. (1996). Effects of interviewer gender, interviewer choice, and item context on responses to questions concerning sexual behavior, *Public Opinion Quarterly*, 60, 345-375.
- COSTA, P.T. ve R. R. McCrae (1997) Stability and change in personality assessment: the revised neo personality inventory in year 2000, *Journal of Personality Assessment*, 68 (1), 86 – 94.
- DENZIN, N. K. ve LINCOLN, Y. S (1994). *Handbook of Qualitative Research*, London: Sage Pub.
- ELLINGSON, J. E. (2003). The viability of retesting and warnings for managing faking tendencies, *Practical Considerations for Implementing Personality Testing in Organizations Symposium Conducted at the annual meeting of Society for Industrial and Organizational Psychology*, Orlando. FL.

- FARTH, J. G., DOBBINS, H. ve CHENG B. S. (1991). Cultural relativity in action: a comparison of self – ratings made by Chinese and U.S. workers, *Personnel Psychology*, 44, (1), 129 – 147.
- GRIMM, L. G. ve YARNOLD, P. R. (1995). *Reading and Understanding Multivariate Statistics*, American Psychological Association, Washington.
- JACKSON, D. N., WROBLEWSKI, V. R. ve ASHTON, M. C. (2000). The impact of faking on employment tests: does forced choice offer a solution? *Human Performance*, 13 (4) 371-388.
- JOHNSON, T. P. ve FENDRICH, M. (2002). *A validation of the crowne-marlowe social desirability scale*, Survey Research Laboratory, Univ. of Illinois at Chicago, 412 S. Peoria St., Chicago, IL 60607.
- KLINE, P. (1988). *Cross – cultural studies of personality: attitudes and cognition*, (Edit. VERMA, K. C.) London: Bogley, C. Macmillan Pres Ltd. P: 16-19.
- KLINE, P. L. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*, the Guilford Press. New York.
- LOO, R. ve THORPE, K. (2000). Confirmatory factor analysis full and short versions of Marlowe – Crown social desirability scale, *the Journal of Social Psychology*, 140 (5), 628 – 635.
- MARSHALL, C. ve ROSSMAN, G. B. (1995). *Designing qualitative research*, London: 2nd Edition, Sage Pub.
- MURPHY, K. R. ve DAVIDSHOFER, C. O. (1998). *Psychological testing*, New Jersey: 4th Edition, Prentice – Hall Inc. Simon and Schuster / A Viacom Company Upper Saddle River.
- NEDERHOF, A. J. (1985). Methods of coping with social desirability bias: a review, *European Journal of Social Psychology*, Vol. 15, 263–280.
- ONES, D. S. ve VISWESVARAN, C. (1998). The effect of social desirability and faking on personality and integrity assessment for personnel selection, *Human Performance*, 11 (2/3), P.245 – 269.
- ÖZER, A. (2004 Haziran). *Bankacılık sektöründe kişiliğin değerlendirilmesi*, Yayınlanmamış Doktora Tezi Hacettepe Üniversitesi,, Ankara.
- PAULHUS, D. L. (1991). *Measures of personality and social psychological attitudes*, (Edit. Robinson, J. P., P. R. Shaver and L. S. Wrightsman) New York: Academic Press.
- RAY, J. J. (1988). Lie scales and the elderly, *Personality and Individual Differences*, Vol. 9, No. 2, pp. 417-418.
- ROBINETTE, R. L. (1991). The relationship the Marlowe – Crowne form c and the validity scales of MMPI, *journal of clinical psychology*, Vol. 47, No: 3, May.

- ROSSE J. G., STECHER, M. D., MILLER, J. L. ve LEVIN, R. A. (1998). The impact of response distortion of preemployment personality testing and hiring decisions, *Journal of Applied Psychology*, Vol. 83, No: 4, P: 634 - 644, Aug.
- ROSSE, J. G., LEVIN, R. A. ve NOWICKI, M. D. (1999). Assessing the impact of faking on job performance and counter-productive job behaviors, Atlanta: *New Empirical Research on Social Desirability in Personality Measurement Symposium, 14. Society for Industrial and Organizational Psychology*, April
- SMITH, D .B. ve ELLINGSON, J. E. (2001). Substance versus style: a new look at social desirability in motivating contexts, *Manuscripts at the Journal of Applied Psychology*.
- STÖBER, J., DETTE, D. E. ve MUSCH, J. (2002). Comparing continuous and dichotomous scoring of the balanced inventory of desirable responding, *Journal of Personality Assessment*, 78 (2), 370–389.
- STRAUSS, A. ve CORBIN, J. (1991). *Basic of qualitative research*, London: Sage Pub. The International Professional Publishers, Newbury Park, 5th Edit.
- TABACHNICK, B. G. ve FIDELL, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*, Allyn and Bacon, Boston, 4th Edit.
- TUTTY, L. M., ROTHERY, M. A. ve GRINNELL, R. M. (1996). *Qualitative research for social workers*, Needham Heights, M. A., Allyn and Bacon.
- THUNHOLM, P. (2001). Social desirability in personality testing of military officers, *Military Psychology*, 13(4), 223–234.
- VISWESVARAN, C. S. ve ONES, D. (1998). The effects of social desirability and faking on personality and integrity assessment for personnel selection, *Human Performance*, 11 (2/3) 245 – 269.
- VISWESVARAN, C. S., ONES, D. ve M. H., HOUGH (2001). Do impression management scales in personality inventories predict managerial job performance ratings? *International Journal of Selection and Assessment*, Vol.9, No: 4.

EKLER

İİBÖ Maddeleri	<u>Standartlaştırılmamış</u> Path Katsayıları ve t testi sonuçları
1. Mağaza eşyalarına zarar verdiğimde, durumu yetkililere bildirmek yerine, fark ettirmeden oradan uzaklaşırım.	.73 (7.64)**
2. Küfrettiğim olur.	.44 (4.40)**
3. Ağa alınmayacak kadar ayıp şeylerin aklımdan geçtiği olur.	.41 (4.76)**
4. İzin almadan önemsiz şeyleri ödünç aldığım olur.	.42 (5.66)**
5. Düşüncelerimi belirtmek için başkalarının sözlerini kestiğim olur.	.31 (4.62)**
6. İnsanları dinlerken, başka işlerle uğraştığım olur.	.44 (5.88)**
7. Başkalarına verdiğim öğütlere ben de uyarım.	.54 (6.43)**
8. Bir kimsenin arkasından kötü söz ya da yalan söyledim olur.	.63 (5.96)**
9. Yalan söylemenin haklı bir nedeni olmadığını düşünürüm.	.54 (4.53)**
10. Benim için en önemli şey, işimdeki görevler ve iş arkadaşlarımdır.	.41 (4.58)**

** P < .01