

## Çok Düzeyli Yapısal Eşitlik Modelleri

Seda Can  
Utrecht Üniversitesi

Oya Somer  
Gediz Üniversitesi

Mediha Korkmaz  
Ege Üniversitesi

Seda Dural  
İzmir Üniversitesi

Tuncay Öğretmen  
Ege Üniversitesi

### Özet

Çok sayıda grubu içeren ve gruplar içindeki bireyler arasındaki homojenliğin yüksek olduğu çalışmalarda, gözlemlerin bağımsızlığı varsayımının ihlali nedeniyle tek düzeyli analizler yetersiz kalmaktadır. Çok düzeyli modeller, hiyerarşik yapıdaki verinin her bir düzeyindeki varyasyonun ayrıştırılmasıyla eş zamanlı modellemeye imkan sağlayarak örtük değişkenlerin analizinde önemli avantajlar ortaya koymaktadır. Bu çalışmada, çok düzeyli yapısal eşitlik modellemesinin tanıtılması ve bu modelleme kapsamında bir yetenek testinden elde edilen görgül verilerin analiz edilerek araştırmacılara örnek bir uygulama sunulması amaçlanmıştır. Bu amaçla, 39 sınıfın yer aldığı 381 gözlemlik veri setine Mplus programı kullanılarak iki-düzeyle yapısal eşitlik modeli analizi uygulanmıştır. Grup içi ve gruplararası düzeyde ortak bir yordayıcı değişken ile her iki düzeyde de beş gözlenen değişkenli örtük değişkenin olduğu bir ölçme modelinin bulunduğu çok düzeyli model test edilmiş, ilgili model sentaksı açıklanmış ve elde edilen bulgular yorumlanmıştır.

**Anahtar kelimeler:** Çok düzeyli yapısal eşitlik modelleri, TONI-3 testi

### Abstract

Single level analyses are insufficient in studies consisting of many groups, when the degree of homogeneity is high among the individuals in these groups because of the violation of the assumption regarding the independence of observations. Multilevel analyses bring about many important advantages in the analyses of latent variables, by decomposing the variance at each level of the data in the hierarchical structure, thus enabling a simultaneous modeling. This study aims at introducing multilevel structural equation modeling, and presenting the researchers with an illustration of the analysis of empirical data gathered from a general ability test in line with this modeling. For this purpose, two-level structural equation modeling analysis has been performed to a data set of 381 observations nested in 39 classes by using the Mplus program. A model, in which a shared covariate and a measurement model exist with five indicators at both within and between levels, was tested, and the syntax of the related analyzed model was described. Finally, the findings of the analysis were discussed.

**Key words:** Multilevel structural equation models, TONI-3

Sosyal bilimlerde birçok araştırma probleminin test edilebilmesi amacıyla toplanan veri setleri sıklıkla çok düzeyli bir yapıya sahiptir. Hiyerarşik yapıda ya da kümelenmiş veri olarak da adlandırılan çok düzeyli verilerde, alt düzey birimler üst düzey birimlerin içine yuvalanmaktadır (*nest*) (Heck, 2001). Sınıflardaki öğrenciler, mahallelerdeki bireyler, hastanelerdeki hastalar, şirketlerdeki çalışanlar, ailelerdeki kardeşler bu tür verilere örnek oluşturmaktadır. Kümelenmiş veriler ayrıca bazı araştırma desenlerinin sonucu olarak da ortaya çıkabilmektedir. Örneğin, araştırmaya katılacak bireyler tabakalama örneklemeyle seçilmiş olabilir (belirli şehir ve coğrafi bölgelerdeki mahallelerden seçilen bireyler gibi). Ayrıca tekrarlı ölçümlerin, araştırmaya katılan bireylere yuvalandığı boylamsal çalışmalardan elde edilen veriler de araştırma deseni sonucu elde edilen hiyerarşik yapıdaki verilerdir (Hox, 1995).

Uzun yıllar yapılan görgül çalışmalarda, tek düzeyli analizlerin sınırlılıkları sebebiyle, modellerde analiz birimleri olarak bireyler ya da gruplar yer almıştır. Araştırmacılar tek düzeyli bir analiz yapabilmek için, ölçülen değişkenlerin doğasına ilişkin yaptıkları varsayımların ihlalini göz ardı ederek değişkenleri bir düzeyden diğerine taşımışlardır. Bu amaçla, ya grup düzeyini göz ardı ederek (*disaggregate*) birey düzeyindeki değişkenleri ya da birey düzeyini göz ardı edip birleştirerek (*aggregate*) grup düzeyindeki değişkenleri kullanmışlardır (Hofmann, 1997). Her iki durum da önemli bilgilerin gözden kaçırılmasına neden olmaktadır.

Grup düzeyinin göz ardı edildiği yaklaşımda; bireyleri gruplarından bağımsızmış gibi test etmek verinin yapısında var olan karmaşıklığı yok saymakta ve analizde önemli yanlışlıkların ortaya çıkmasına yol açabilmektedir (bkz. Julian, 2001; Muthén ve Satorra, 1995). Tek düzeyli analizler bütün gözlemlerin bağımsız olduğu varsayımına dayanmaktadır ve bu varsayımın göre, gruplarda yer alan bireyler ortak özellikleri ya da algıları paylaşmazlar. Oysa ki örneklemin yapısına bağlı olarak, gruplar içindeki bireylerin birbirine benzer olması (yani gruplar içindeki bireylerin daha homojen olması) söz konusu olabilmektedir. Bağımsızlık varsayımının karşılanmadığı verilerde tek düzeyli analizler kullanıldığında, model parametreleri yanlış olabilmektedir. Örneğin, böyle bir veri setinde tek düzeyli bir analizin kullanılması durumunda, standart hatalar yanlış bir şekilde daha düşük tahminlenebileceğinden modeldeki anlamlı parametre sayısının artma olasılığı yüksek olacaktır (Muthén ve Satorra, 1989; 1995).

Birey düzeyini göz ardı ederek grup üzerinden analiz yapılan yaklaşımda ise; araştırmacı grup düzeyindeki veri setini yaratabilmek için her bir grup içindeki bireylerden gelen veriyi birleştirdikten sonra gruplar arası varyasyonu araştırabilir. Bu durumda gruplar ölçme birimi oldukları için, birey verileri her bir grup için

değişkenlerin ortalama puanlarını elde etmek üzere kullanılmaktadır. Ancak, bu durumda tek düzeyli analiz yapıldığında, grup içi varyasyon göz ardı edildiği için yapılan anlamlılık testlerinin gücü azalmaktadır (Draper, 1995; Heck, 2001; Kaplan ve Elliott, 1997). Buna karşın, gruplar içindeki birey sayılarında büyük farklılıkların olması, gruplar arasındaki farklılıkların olduğundan fazla tahminlenmesine yol açabilmektedir (Raudenbush ve Bryk, 2002).

Çeşitli alanlarda hiyerarşik/kümelenmiş verilerle yürütülen araştırmalardaki bu tür sorunlar, çok düzeyli modelleme (*multilevel modeling*) tekniklerinin gelişmesine yol açmıştır (Hox, 1995). Verilerin analizinde hiyerarşik yapıyı dikkate alan bu yöntemler literatürde çeşitli isimlerle anılmaktadır; çok düzeyli regresyon modelleri (*multilevel regression models*), hiyerarşik lineer modeller (*hierarchichal linear models - HLM*), karmaşık ve seçkisiz etkiler modelleri (*mixed and random effects models*), seçkisiz katsayılar modelleri (*random coefficients models*) ve çok düzeyli kovaryans yapıları modelleri (*multilevel covariance structure models*) (Heck, 2001).

Çok düzeyli modeller araştırmacılara veri hiyerarşisinin her bir düzeyindeki değişkenler arasındaki ilişkileri araştırmak için matematiksel bir modelleme sunmaktadır. Böylece bu modeller, düzeylerin eş zamanlı olarak ele alınmasına imkan vermesi bakımından, sadece birey ya da sadece grup düzeyinde analiz etme probleminin ortadan kalkmasını sağlamaktadır (Heck, 2001).

Çok düzeyli modelleme ve yapısal eşitlik modellemesi farklı kavramsal ve yöntemsel kaynaklardan gelişmiştir (Mehta ve Neale, 2005). Çok düzeyli modellemede gözlenen varyans, gruplararası ve grup içi bileşenlerine ayrılmaktadır. Yapısal eşitlik modellemesi ise verinin ortalama ve kovaryans yapılarını modellemek üzere geliştirilmiştir. Sosyal bilimlerde hipotezlerin test edilmesinde hem hiyerarşik hem de çok değişkenli verilerin birlikte kullanılması sıklıkla görülen bir durum olduğundan, her iki modellemenin birleştirilmesine ihtiyaç duyulmuştur (Bauer, 2003; Bentler ve Liang, 2003; Kaplan ve Elliot, 1997; Muthén, 1991; 1994). Böylelikle, her iki yaklaşımı birleştiren ve hiyerarşik verinin her bir düzeyi (birey ve grup düzeyi) için eş zamanlı olarak test edilebilmesine olanak sağlayan çok düzeyli yapısal eşitleme modellemeleri (*multilevel structural equation modeling*) çalışılmaya başlanmıştır.

Hiyerarşik verilerin yapısal eşitleme modelleriyle analizinde: (1) Gözlenen değişkenler yoluyla örtük değişkenlerin tanımlanmasına odaklanan iki-düzeyle ölçme modelleri, (2) gözlenen değişkenler arası iki düzeyli ilişkileri araştıran yol analizleri ve (3) örtük ve gözlenen değişkenler arası ilişkilere odaklanan iki-düzeyle yapısal modeller araştırılmaktadır (Heck, 2001).

Çok düzeyli verilerde gruplar içindeki gözlemlerin homojenliğinin artması gözlemlerin bağımlılığına işaret ederek çok düzeyli analizleri gerekli kılmaktadır. Söz konusu homojenliğin derecesi, sınıfçı (*intraclass*) korelasyon katsayısı ile tanımlanmakta ve;

$$\rho = \sigma_b^2 / (\sigma_b^2 + \sigma_w^2) \quad (1)$$

eşitliğiyle hesaplanmaktadır. Eşitlik 1'de  $\sigma_b^2$  gruplararası varyansı,  $\sigma_w^2$  ise grupiçi varyansı ifade etmektedir. Böylece  $\rho$ , toplam varyansın gruplararası varyans tarafından açıklanma oranını ifade etmektedir. Bağımsızlık varsayımı karşılandığında sınıfçı korelasyon katsayısı sıfır olmaktadır. Katsayının büyüklüğü ölçülen değişkenin karakteristiklerine ve grupların niteliklerine bağlıdır. Sınıfçı korelasyon katsayısı büyüdükçe, bu homojenliği yok saymaktan kaynaklanan parametre tahminlerindeki bozulma artmaktadır (Heck, 2001; Muthén ve Satorra, 1989; 1995). Sınıfçı korelasyon katsayısının .05'den düşük olması gruplar arası değişimin olmadığına ve buna bağlı olarak da çok düzeyli analiz yapmaya gereksinimin olmadığına işaret etmektedir. Gözlemlerin neredeyse bağımsız olduğu bu tür durumlarda, tek düzeyli analizlerle doğru parametre ve standart hata tahminleri elde etmek mümkün olmaktadır (Muthén ve Satorra, 1995).

Yapısal eşitlik modellemesi ve çok düzeyli modellemenin birleşmesine ilişkin ilk çalışmalardan biri çok düzeyli kovaryans yapıları analiziyle Muthén (1989) tarafından yapılmıştır. Muthén'in model tanımlamasında örneklemenin hem gruplararası (grup düzeyi) hem de grupiçinde (birey düzeyi) seçkisiz olduğu varsayılmakta ve her bir grup için ayrı kovaryans matrisleri oluşturmak yerine, bireylerden elde edilen veri, grupiçi ve gruplararası olmak üzere iki ayrı kovaryans matrisine ayrıştırılmaktadır (Hox, 1993; Hox ve Maas, 2001).

$$\Sigma_T = \Sigma_B + \Sigma_W \quad (2)$$

Çok düzeyli yapısal eşitlik modellerinde kovaryans yapıları gruplararası  $\Sigma_B$  (*between model*) ve grup içinde  $\Sigma_W$  (*within model*) olmak üzere ayrı ayrı tahminlenmektedir. Bu prosedür gözlenen puan vektörünün ortogonal olarak birey ve grup bileşenlerine ayrışmasıyla başlamaktadır.

$$Y_T = Y_B + Y_W \quad (3)$$

Çok düzeyli kovaryans yapıları analizinde, verinin hiyerarşik doğasını temsil edebilmek üzere, küme/grup bileşeni "c" ya da "g" alt simgesi ile birey bileşeni "i" alt simgesi ile gösterilmektedir.  $y_{ig}$ 'nin g grubundaki i bireyinin gözlenen puanlarının ortalamasına karşılık

geldiğini düşünürsek; Eşitlik 3'de görülen grup bileşeni  $y_B$  grubun ortalamasına ( $\bar{y}_g$ ) eşit olurken, birey bileşeni  $y_W$  ise bireyin puanının bu ortalamadan sapmasına ( $y_{gi} - \bar{y}_g$ ) karşılık gelmektedir.

Örneklemdaki bireyler için gözlenen puanların birey ve grup bileşenlerine ayrıştırılması, yukarıda belirtildiği gibi, grupiçi ( $S_W$ ) ve gruplararası kovaryans matrislerinin ( $S_B$ ) hesaplanmasında kullanılmaktadır (Hox, 1995).

Muthén (1989; 1994)  $S_W$ 'nin yerine,  $S_{PW}$  ile gösterilen birleştirilmiş (*pooled*) grupiçi örneklem kovaryans matrisinin popülasyon grupiçi kovaryans matrisininin ( $\Sigma_W$ ) tutarlı ve yansız bir tahmini olduğunu göstermiştir. Bir örneklem için birleştirilmiş kovaryans matrisi aşağıdaki eşitlikle hesaplanmaktadır:

$$S_{PW} = (N - G)^{-1} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{N_g} (y_{gi} - \bar{y}_g)(y_{gi} - \bar{y}_g)' \quad (4)$$

Bu eşitlik, geleneksel ölçme modelinde kullanılan kovaryans matrisiyle aynıdır. Ancak geleneksel formüldeki N-1 yerine paydaya N-G yazılmaktadır. Diğer bir ifadeyle, grup ya da küme sayısı kovaryans matrisi elde edilirken dikkate alınmaktadır. Toplam kovaryans matrisinin yerine birleştirilmiş grupiçi kovaryans matrisinin analiz edilmesinin, kümelenmiş örneklemden kaynaklanan yanlışlıklarla baş edebilmek için oldukça kullanışlı bir strateji olduğu belirtilmektedir (Muthén, 1989; 1991; 1994).

Örneklemin gruplararası kovaryans matrisi  $S_B$ 'nin hesaplanmasındaki eşitlik ise aşağıdaki gibidir:

$$S_B = (G - 1)^{-1} \sum_{g=1}^G N_g (\bar{y}_g - \bar{y})(\bar{y}_g - \bar{y})' \quad (5)$$

G = grup ya da küme sayısı

$N_g$  = grup içindeki birey sayısı

$\bar{y}_g$  = grubun ortalama vektörü

$\bar{y}$  = bütün örneklemin ortalama vektörü

$S_B$  ise  $\Sigma_W + g \Sigma_B$ 'nin tutarlı ve yansız bir tahminidir. Çünkü gruplararası kovaryans matrisi aynı zamanda  $S_{PW}$ 'nin bir fonksiyonudur. Dolayısıyla popülasyon için gruplararası kovaryans matrisinin ( $\Sigma_B$ ) yansız tahmini  $g^{-1}(S_B - S_{PW})$  eşitliğiyle elde edilmektedir (Muthén, 1994).

Böylece çok düzeyli yapısal eşitlik modelleriyle bağımlı değişken(ler)deki varyasyon, hiyerarşik veri yapısının her bir düzeyiyle ilişkili varyans bileşenlerine ayrıştırılmakta ve bir dizi yordayıcıyı kullanarak her bir düzeyde var olan varyasyonu eş zamanlı olarak açıklamak mümkün olmaktadır (Kaplan ve Elliott, 1997). Ayrıca hem grupiçi hem de gruplararası düzeylere aynı ya da farklı yordayıcıların eklenebilmesinin yanısıra her bir düzeyde farklı yapısal modeller test edilebilmektedir (Kaplan ve Elliot, 1997).

Bu çalışmada, çok düzeyli yapısal eşitlik modellerinin tanıtılması, bir yetenek testinden elde edilen görgül verilerin çok düzeyli yapısal eşitlik modeli çerçevesinde analiz edilmesi ve bulguların yorumlanarak araştırmacılara örnek bir uygulama sunulması amaçlanmıştır.

### Yöntem

#### Örnekleme

Bu çalışmada yer alan katılımcılar, İzmir ilinin düşük, orta ve yüksek sosyo-ekonomik düzeylerinden seçilmiş farklı okullarından 39 ayrı sınıfa devam eden 381 (195 kız, 186 erkek) ilköğretim birinci kademe öğrencilerinden oluşmaktadır. Öğrencilerin yaş ortalaması 8.63, standart sapması 1.42'dir. Çalışmada kullanılan veri seti bir genel yetenek testiyle ilgili olarak Korkmaz (2009) tarafından yürütülmekte olan daha geniş kapsamlı bir araştırmanın örnekleminin bir kısmından oluşmaktadır.

#### Veri Toplama Araçları

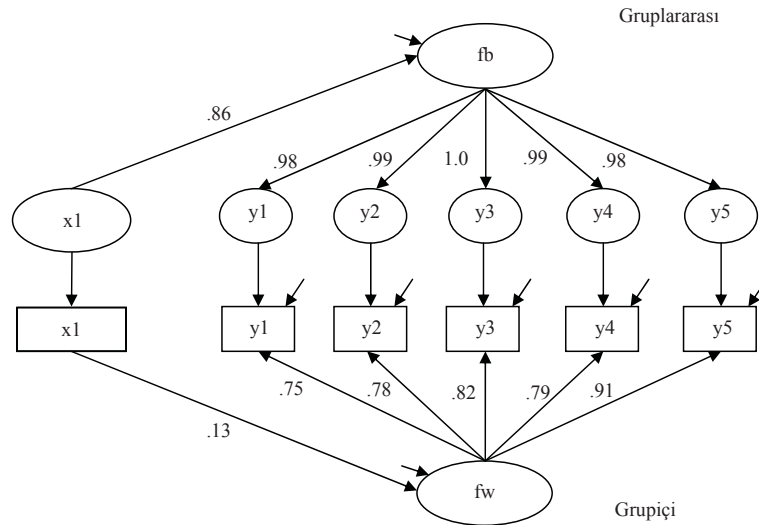
**TONI-3 testi (Test of Nonverbal Intelligent).** Yaşları 6 ile 89 arasında değişen bireylere kullanılmak üzere geliştirilmiş bir genel yetenek testidir (Brown, Sherbenou ve Johnsen, 1997). Test, altı alıştırma örneği maddesi ve zorluk sırasına göre sıralanmış her biri 45

maddelik iki eş değer form içermektedir. Her madde, bir ya da birden fazla şeklin eksik olduğu bir dizi soyut şekilden oluşmaktadır. Testi alan kişi, şekiller arasındaki ilişkileri belirleyerek dört ya da altı maddelik cevap seçenekleri içinden doğru olanı seçmektedir.

Bu çalışmada test maddelerinin bir bölümü, ele alınan modeli tanıtmak üzere örnek olarak kullanılmış ve elde edilen görgül veriler üzerinde analizler yapılmıştır. Mevcut örnekleme grubunda çok kolay ya da çok zor olduğu için varyasyon göstermeyen maddeler analize dahil edilmemiş, 30 madde 5 homojen parsel altında toplanarak ölçme modelinin 5 gözlenen değişkeni olarak modele dahil edilmiştir.

#### Test Edilen İki-Düzeyli Yapısal Eşitlik Modelinin Tanıtımı

Çalışmada test edilen iki-düzeyli yapısal model Şekil 1'de yer almaktadır. Yapısal modelin grup içi düzeyinde  $y_1, y_2, y_3, y_4$  ve  $y_5$  olarak görülen beş sürekli gözlenen değişkeni olan bir ölçme modeli bulunmaktadır. Bu değişkenler iki-düzeyli modelde, tek düzeyli doğrulayıcı faktör analizinde olduğu gibi genel yetenek örtük değişkeninin göstergeleri oldukları için kare içinde gösterilmektedir ve grup içi genel yetenek örtük değişkenine ( $fw$ ) bağlanmaktadır. Gruplararası düzeyde ise  $y_1, y_2, y_3, y_4$  ve  $y_5$  olarak gösterilen değişkenler seçkisiz kesme noktalarını (*random intercepts*) temsil



Şekil 1. Test Edilen Çok Düzeyli Yapısal Eşitlik Modeli ve Modele İlişkin Standardize Katsayılar

etmekte ve grup ya da kümeler arasında değişen sürekli örtük değişkenlere dönüştükleri için daire içinde gösterilmektedir. Söz konusu değişkenler gruplararası genel yetenek örtük değişkeninin göstergeleri olarak fb'ye bağlanmaktadır. Modelde, yaş değişkeni (x1) her iki düzeyde de genel yetenek örtük değişkenindeki varyasyonu açıklayan yordayıcı değişken olarak yer almaktadır.

### **İki-Düzeyle Yapısal Eşitlik Modeline İlişkin Analizler**

Çalışmanın bu aşamasında 39 sınıfın yer aldığı 381 gözlemlilik veri setine Mplus (Muthén ve Muthén, 2008) programı kullanılarak iki-düzeyle yapısal eşitlik modeli analizi uygulanmıştır. Söz konusu modele ilişkin Mplus sentaksı Ek 1'de yer almaktadır.

Bu bölümde, tek düzeyle analizlerden farklı olarak iki-düzeyle analizin yapılmasında kullanılan bazı temel komutlar kısaca özetlenecektir. Program komutları incelendiğinde, "VARIABLE" başlığı altında modelde yer alan gözlenen değişkenlerin yanı sıra hiyerarşik veri setindeki küme/grubu tanımlamak üzere bir değişken eklenmiş ve eklenen bu değişken yine "VARIABLE" başlığı altında "CLUSTER" komutunda tanımlanmıştır.

"MODEL" başlığı altında analizin iki düzeyle ilişkin tanımlamalar ayrı ayrı yapılmaktadır. Birey düzeyindeki tanımlamalar "%WITHIN%", grup düzeyindeki tanımlamalar ise "%BETWEEN%" alt başlıkları altında verilmektedir. Her iki düzeyde de "BY" komutu kullanılarak y1-y5 gözlenen değişkenleri fw ve fb örtük değişkenlerine bağlanmıştır. İki düzeyde ortak olan yordayıcı değişkene (x1) ilişkin ise herhangi bir tanımlama yapılmamaktadır. Bu şekilde söz konusu değişkenin hem birey hem de grup düzeyinde modellenmesi sağlanmaktadır.

"MODEL" başlığı altında her iki düzeyde de en alt satırda yer alan "ON" komutuyla değişkenler arasındaki regresyon katsayılarının tahminlenmesi sağlanmaktadır. Bu örnekte birey düzeyi (fw) ve grup düzeyi örtük değişkenlerinin (fb) x1 ortak yordayıcı değişkeni üzerindeki regresyon katsayısını elde edebilmek için "ON" komutundan sonra x1 yazılmıştır.

### **Bulgular**

Gözlenen beş değişken için hesaplanan sınıfıçi korelasyon katsayıları Tablo 1'de verilmiştir. Tablodan da görüldüğü bu değerler .330 ile .428 arasında değişmektedir. Giriş bölümünde değinildiği gibi, bu değerlerin .05'den yüksek olması çok düzeyle analize gereksinim olduğuna işaret etmektedir. Analiz sonucu elde edilen sınıfıçi korelasyon katsayısı değerlerinin .05'den oldukça yüksek olması, örneklem yapısının tek düzeyle analizler için gerekli olan gözlemlerin bağımsızlığı varsayımını karşılayamadığını, bireylerin sı-

nıf içerisinde homojenlik gösterdiğini ve sınıflar arasındaki değişimin de yüksek olduğunu göstermektedir. Bulgular bu veri seti için çok düzeyle analizin özellikle gerekli olduğuna, tek düzeyle analiz yapıldığı takdirde yanlış parametre tahminlerine yol açacağına işaret etmektedir.

**Tablo 1.** Gözlenen Değişkenlerin Sınıfıçi Korelasyon Katsayıları

	Gözlenen Değişkenler				
	y1	y2	y3	y4	y5
Sınıfıçi Korelasyon Katsayısı	0.412	0.330	0.346	0.428	0.389

Yapılan iki-düzeyle analiz sonucunda elde edilen uyum indekslerinden bazıları;  $\chi^2(15) = 55.08$ ,  $p = .00$ ,  $NCI(\chi^2/sd) = 3.67$ ,  $CFI = .98$  olarak bulunmuştur. Ayrıca uyum iyiliğinin hem grupıçi hem de gruplararası düzeylerde ayrı ayrı verildiği SRMR indeksi değerleri grupıçi düzeyde .016, gruplararası düzeyde .011 olarak bulunmuştur. Elde edilen bu bulgular her iki düzeyde de model-veri uyumunun iyi olduğuna işaret etmektedir. Test edilen modelin standardize tahminleri Şekil 1 üzerinde, standardize olmayan parametre tahminleri Ek 2'de yer almaktadır.

Grupıçi düzeydeki standardize faktör yükleri .75 ile .91 arasında değişmektedir. Gruplararası düzeydeki standardize faktör yükleri ise 1'e çok yakındır. Tahminlenen faktör yükleri gruplararası düzeyde daha yüksektir. Bulgular TONI-3 genel yetenek testinin tek faktörlü yapısını destekler niteliktedir. Grupıçi düzeyde örtük değişkenin yapı geçerlik indeksi .66 iken gruplararası .98 bulunmuştur. Örtük değişkenin yapı güvenirliliği ise grupıçi düzeyde .95 gruplararası ise .99 bulunmuştur. Bu bulgulara göre, genel yetenek örtük değişkeninin hem birey hem de grup düzeyinde geçerli ve güvenilir bir şekilde ölçüldüğü söylenebilir.

Her iki düzeyde ortak olan yaş yordayıcı değişkeninin regresyon katsayıları incelendiğinde, grupıçi düzeydeki standardize katsayı .13 ( $p < .05$ ), gruplararasıdaki standardize katsayı ise .86 ( $p < .01$ ) olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar, bireylerin yaşı arttıkça genel yetenek testinden aldıkları puanların arttığına işaret etmektedir. Yaş yordayıcı değişkeninin regresyon katsayıları incelendiğinde, her iki düzeyde de istatistiksel olarak anlamlı olmakla birlikte, gruplararası düzeyde

katsayının çok daha yüksek olduğu görülmektedir. Yaş değişkeni grup içi düzeyde genel yetenek örtük değişkenindeki varyansın % 2'sini, gruplararası düzeyde ise % 73'ünü açıklamaktadır.

Bu ilişki örüntüsü, yaş ile genel yetenek düzeyinin birlikte ilerlemesiyle (özellikle erken yaşlarda) tutarlılık göstermektedir. Sınıf içindeki bireylerin yaşlarının birbirine daha yakın olması nedeniyle yetenekleri arasındaki farklılıkların sınıf düzeyleri ilerledikçe görülecek farklılıklardan daha düşük düzeyde olması beklenen bir durumdur. Elde edilen bulgulardaki her iki düzeyde farklılaşan ilişki miktarı bu beklentiyle uyumludur.

### Tartışma

Bu çalışmada, çok düzeyli yapısal eşitlik modellemesi tanıtılmış ve bu modelleme kapsamında araştırmacılara örnek bir uygulama sunulmuştur. Bu amaçla, grup içi ve gruplararası düzeyde ortak bir yordayıcı değişken ile her iki düzeyde de beş gözlenen değişkenli örtük değişkenin yer aldığı bir model test edilmiş, analizde kullanılan sentaks açıklanmış ve elde edilen bulgular yorumlanmıştır.

Gelişimsel çalışmalarda, örneğin ilköğretim düzeyinde bir yetenek boyutunun faktör yapısı incelendiğinde verinin yapısı gereği farklı sınıflar aynı zamanda farklı yaş gruplarını da kapsamaktadır. Böyle bir veri setinde grup içi düzeyde ilgilenilen özellik aynı yaş grupları içinde daha düşük bir varyasyon gösterirken yaşlar ilerledikçe gelişimsel özellikler arasındaki farklılıklar belirgin hale gelmektedir. Bu nedenle veri seti bağımsızlık varsayımını karşılayamamakta ve hiyerarşik özellik ön plana çıkmaktadır. Çalışmamızda kullanılan veri seti de bu tür bir özellik göstermektedir ve analizler sonucu elde edilen yüksek sınıf içi korelasyon değerleri de bu özelliğin bir yansımasıdır ve çok düzeyli analizlerin gerekliliğine işaret etmektedir. İlgili özelliğin, sınıf içinde homojenleştiği, sınıflar arasında ise farklılığın belirginleştiği bu tür çalışmalarda analizler tek düzeyli olarak yürütüldüğünde yanlış parametre tahminleri elde edilebilmekte ve bu durum da örtük yapı ve göstergesi olan değişkenler arasındaki ilişkilerin yanlış yorumlanmasına yol açabilmektedir.

Bulgularımızda da verinin hiyerarşik özelliğinin bir yansıması olarak gruplararası düzeyde faktör yüklerinin grup içi düzeye göre daha yüksek olduğu, örtük ve gözlenen değişkenler arasındaki ilişkilerin gruplararası düzeyde yapıya daha güçlü olarak bağlandığı görülmektedir. Gruplararası, yaş yordayıcı değişkeninin genel yetenekte açıkladığı varyasyonunun grup içi düzeye göre daha yüksek olarak bulunması da, gelişme çağındaki çocukların genel yetenek örüntüsü ile tutarlıdır.

Çok sayıda grubu içeren ve gruplar içindeki bireyler arasındaki homojenliğin yüksek olduğu gelişimsel, eğitimsel, organizasyonel ve benzeri çalışmalarda, yukarıdaki örnekte açıklandığı gibi gözlemlerin bağımsızlığı varsayımının ihlali nedeniyle tek düzeyli analizler yetersiz kalabilmektedir. Çok düzeyli modeller, her iki düzeydeki varyasyonun ayrıştırılıp eş zamanlı modellemeye imkan sağlayarak, bu tür verilerin analizinde önemli avantajlar ortaya koymaktadır. Böylece, söz konusu modeller, hem grup içi hem de gruplararası düzeyde parametrelerin tahminlenmesine dolayısıyla sadece birey ya da grup düzeyinde değil her iki düzeyde de bulguların yorumlanmasına olanak sağlamaktadır. Ayrıca çok düzeyli modellerde sadece birey özelliklerine etki eden değişkenler değil, sadece grup özelliklerine etki edebileceği düşünülen değişkenler de (örn., okullara göre bilişim teknolojilerinin yaygın kullanımının farklılaşması ya da sınıf mevcudu gibi) aynı analiz içerisinde modellenerek kullanılabilir. Bu tür modellerde, her iki düzeydeki varyasyonun ayrıştırılıp eş zamanlı modellemeye imkan sağlayarak, bu tür verilerin analizinde önemli avantajlar ortaya koymaktadır. Böylece, söz konusu modeller, hem grup içi hem de gruplararası düzeyde parametrelerin tahminlenmesine dolayısıyla sadece birey ya da grup düzeyinde değil her iki düzeyde de bulguların yorumlanmasına olanak sağlamaktadır. Ayrıca çok düzeyli modellerde sadece birey özelliklerine etki eden değişkenler değil, sadece grup özelliklerine etki edebileceği düşünülen değişkenler de (örn., okullara göre bilişim teknolojilerinin yaygın kullanımının farklılaşması ya da sınıf mevcudu gibi) aynı analiz içerisinde modellenerek kullanılabilir.

Son yıllarda sıklıkla kullanılan çok düzeyli modellerin bir türü olan hiyerarşik lineer modeller bu tür verilerin analizinde avantajlar sağlasa da, bu modellerin, örtük değişkenlerin modele dahil edilmesindeki zorlukları ve karmaşık yol analizlerine imkan vermemesi gibi dezavantajları bulunmaktadır (Bauer, 2003). Çok düzeyli yapısal eşitlik modelleri, bu sorunları çözerek model testlerinde önemli açılımlar sunmakta ve gelişmeye açık yeni bir çalışma alanı olarak ortaya çıkmaktadır. Çok düzeyli yapısal eşitlik modellerinde her bir düzey için ayrı kovaryans matrislerinin hesaplanması pratikte uygulanabilirliği zor olarak görünse de, kullanılan bilgisayar programlarının gelişmesiyle birlikte söz konusu modellerin kullanımı giderek artmaktadır.

Türkiye'de hiyerarşik yapıdaki verilerin kullanıldığı çalışmalar özellikle eğitim alanında yaygınlaşmış ve ağırlıklı olarak söz konusu çalışmalar hiyerarşik lineer modellerle sınırlı kalmıştır. (örn., Akyüz, 2006; Demir ve Kılıç, 2010; Şimşek ve Noyan, 2009). Bu çalışmanın hem psikoloji alanında hem de psikoloji dışı alanlarda çok düzeyli yapısal eşitlik modellerinin tanıtımına ve bu modellerin kullanımının yaygınlaşmasına katkıda bulunacağı düşünülmektedir.

### Kaynaklar

- Akyüz, G. (2006). Türkiye'de ve Avrupa birliği ülkelerinde öğretmen ve sınıf niteliklerinin matematik başarısına etkisinin incelenmesi. *İlköğretim Online*, 5(2), 75-86
- Bauer, D. J. (2003). Estimating multilevel linear models as structural equation models. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 28, 135-167.
- Bentler, P. M. ve Liang, J. (2003). Two-level mean and covariance structures: Maximum likelihood via and EM algorithm. S. P. Reise ve N. Duan, (Ed.), *Multilevel modeling: Methodological advances, issues, and applications* içinde (53-70).

Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Brown, L., Sherbenou, R. J. ve Johnsen, S. K. (1997). *Examiner's manual: Test of nonverbal intelligence (TONI-3)*. USA: Pro-ed Publishing Company.

Demir, İ. ve Kılıç, S. (2010). Öğrencilerin matematik başarısını etkileyen faktörlerin PISA 2003 kullanılarak incelenmesi. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 38, 44-54.

Draper, D. (1995). Inference and hierarchical modeling in the social sciences. *Journal of Educational Statistics*, 20(2), 115-148.

Heck, R. H. (2001). Multilevel modeling with SEM. J. A. Marcoulides ve R. E. Schumacker, (Ed.), *New developments and techniques in structural equation modeling* içinde (89-127). Lawrence Erlbaum Associates.

Hofmann, D. A. (1997). An overview of the logic and rationale of hierarchical linear models. *Journal of Management*, 23, 723-74.

Hox, J. J. (1993). Factor analysis of multilevel data: gauging the Muthén model. J. H. L. Oud ve R. A. W. van Blockland-Vogeselang, (Ed.), *Advances in longitudinal and multivariate analysis in the behavioral sciences* içinde (141-156). Nijmegen, NL:ITS.

Hox, J. J. (1995). *Applied multilevel analysis*. Amsterdam: TT-Publikaties.

Hox, J. J. ve Maas, C. J. M. (2001). The accuracy of multilevel structural equation modeling with pseudobalanced groups and small samples. *Structural Equation Modeling*, 8(2), 157-174.

Julian, M. W. (2001). The consequences of ignoring multilevel data structures in nonhierarchical covariance modeling. *Structural Equation Modeling*, 8(3), 325-352.

Kaplan, D. ve Elliot, P. R. (1997). A didactic example of multilevel structural equation modeling applicable to the study of organizations. *Structural Equation Modeling*, 4, 1-24.

Korkmaz, (2009). *TONI-3 sözel olmayan zeka testinin 6-11 yaş örnekleme geçerlik ve güvenilirlik çalışması*. E.Ü. Bilimsel Araştırma Projesi, 2009/EDB/009, İzmir.

Mehta P. R. ve Neale M. C. (2005). People are variables too: multilevel structural equations modeling. *Psychological Methods*, 10, 259-284.

Muthén, B. (1989). Latent variable modeling in heterogeneous populations. *Psychometrika*, 54, 557-585.

Muthén, B. (1991). Multilevel factor analysis of class and student achievement components. *Journal of Educational Measurement*, 28, 338-354.

Muthén, B. (1994). Multilevel covariance structure analysis. *Sociological Methods and Research*, 22, 376-398.

Muthén, L. K. ve Muthén, B. (2008). *Mplus (Version 5.1) [Computer software]*. Los Angeles: Muthén, & Muthén.

Muthén, B. ve Satorra, A. (1989). Multilevel aspects of varying parameters in structural equation models. R. D. Bock, (Ed.), *Multilevel analysis of educational data* içinde (87-99). San Diego: Academic Pres.

Muthén, B. ve Satorra, A. (1995). Complex sample data in structural equation modeling. *Sociological Methodology*, 25, 267-316.

Raudenbush, S. W. ve Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. Sage Publications, Inc.

Şimşek, G. ve Noyan, F. (2009). The effect of perceived instructional effectiveness on student loyalty: A multilevel structural equation model. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 36, 109-118.

**Ek 1. Çok Düzeyli Yapısal Eşitlik Modeline İlişkin Mplus Sentaksı**

```

TITLE:      Çok düzeyli Yapısal Eşitlik Modeli için Mplus sentaksı
DATA:      FILE IS toni.dat;
VARIABLE:  NAMES ARE x1 y1 – y5 clus;
           CLUSTER = clus;
ANALYSIS:  TYPE = TWOLEVEL;
MODEL:     %WITHIN%
           fw BY y1-y5;
           y2 WITH y3;
           y4 WITH y1;
           y3 WITH y4;
           fw ON x1;
           %BETWEEN%
           fb BY y1-y5;
           fb ON x1;
OUTPUT:    STANDARDIZED;

```

**Ek 2. Çok Düzeyli Yapısal Eşitlik Modeline İlişkin Standardize Olmayan Parametre Tahminlerini İçeren Mplus Çıktısı**

MODEL RESULTS					
		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
Within Level					
FW	BY				
	Y1	1.000	0.000	999.000	999.000
	Y2	0.915	0.093	9.881	0.000
	Y3	0.948	0.081	11.775	0.000
	Y4	0.907	0.059	15.504	0.000
	Y5	1.180	0.073	16.086	0.000
FW	ON				
	X1	0.034	0.017	1.965	0.000
Y3	WITH				
	Y2	0.133	0.039	3.426	0.001
	Y4	0.072	0.025	2.865	0.004
Y4	WITH				
	Y1	0.147	0.034	4.325	0.000
Between Level					
FB	BY				
	Y1	1.000	0.000	999.000	999.000
	Y2	0.748	0.066	11.327	0.000
	Y3	0.761	0.075	10.165	0.000
	Y4	0.909	0.047	19.306	0.000
	Y5	0.924	0.074	12.536	0.000
FB	ON				
	X1	0.052	0.006	9.361	0.000
R-SQUARE					
Within Level					
Latent Variable		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
FW		0.017	0.017	1.035	0.301
Between Level					
Latent Variable		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
FB		0.734	0.065	11.335	0.000



## Summary

# Multilevel Structural Equation Models

Seda Can  
Utrecht University

Oya Somer  
Gediz University

Mediha Korkmaz  
Ege University

Seda Dural  
İzmir University

Tuncay Öğretmen  
Ege University

The data collected in order to test various research problems in social sciences generally have multilevel structure. In this type of data which is also called hierarchically structured or clustered data, micro level units are nested in macro level units (Heck, 2001). Students in classrooms, individuals in the neighborhoods, siblings in the families, employees in the organizations etc. are all examples of such data.

The above mentioned data may also occur as a result of some research designs. For instance, individuals are often selected to participate in a survey from different types of stratified random sampling design. Longitudinal designs where a series of measurements is nested within the participants in study are also an example of that kind of designs mentioned above (Hox, 1995). Because of the limitations in single level analyses, either individuals or groups were the units of analysis, and consequently researchers either had to disaggregate or aggregate variables in order to construct a data set that could be analyzed on a single level (Heck, 2001). However, neither situation is without limitations. It is assumed in single level analyses that all observations are independent. As a matter of fact, individuals in the same clusters may share common characteristics and to treat them as if they were independent inflates Type I error rates (Muthén & Satorra, 1989; 1995). When the groups are the unit of analysis and when the data is accordingly aggregated at the highest level, this results in a substantial loss of information and power (Draper, 1995; Heck, 2001; Kaplan & Elliott, 1997).

These limitations have paved the way to the development of multilevel models. Multilevel models make it possible to analyze both levels of data simultaneously and hence the nonindependence of the observations. In structural equation modeling, latent variables, indicators or observed variables vary between analysis units which are commonly individuals and assumed to be indepen-

dent across these units. However, as mentioned before, in multilevel settings, in which the individuals are nested within groups or clusters, this assumption is violated, leading to within-group dependence. For this reason, researchers have worked to integrate multilevel modeling with structural equation modeling in order to compose a model which includes the strengths of these two models and can be used both in clustered and multivariate data. Multilevel structural equation modeling allows developing structural equation models at each level of hierarchy for clustered data. And, as in multilevel modeling, variance is partitioned into "within" and "between" level components by analyzing both levels of the data simultaneously (Mehta & Neale, 2005).

This study aims at introducing multilevel structural equation modeling, and presenting the researchers with an illustration of the analysis of empirical data gathered from a general ability test in line with this modeling.

### Method

#### Participants

The sample consists of 381 (195 female, 186 male) students nested in 39 classes which are selected from different schools with low, medium and high socioeconomic status. The mean age of the students is 8.63 and the standard deviation is 1.42. Data set used in this study is a part of a larger sample used in a study implemented by Korkmaz (2009) regarding a general ability test.

#### Materials

Test of Nonverbal Intelligent (TONI-3) is a general ability test which is developed to be administered to aged between 6 and 89 (Brown, Sherbenou, & Johnsen, 1997). The test consists of two parallel forms with 45 items ordered according to their difficulty levels and each form has 6 trial items. Each item is composed of

a series of figures and the participants are expected to figure out the relationship between these figures and to select the true option among four or six alternatives presented for each item.

In this study, some of the test items are used as an example in order to introduce the model and empirical data obtained from these items are analyzed. The items which don't have variation because of being too easy or too difficult are not included in the analyses. 30 items, which have been gathered under five homogenous parcels, are included in the measurement model as indicators.

#### *Description of the Two-Level Model Tested in the Study*

The two-level model tested in the study is shown in Figure 1. Structural model has one latent variable with five indicators ( $y_1$ ,  $y_2$ ,  $y_3$ ,  $y_4$ , and  $y_5$ ) both in within and between levels of the model. Variable Age ( $x_1$ ) which explains the variation in the general ability latent variable is modeled in two levels.

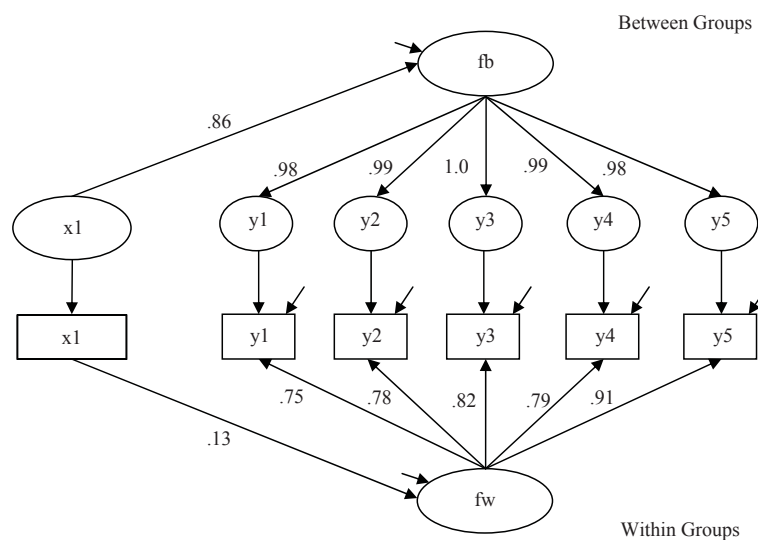
#### *Analyses*

Two-level structural model has been employed to the data set composed of observations clustered in 39 classes by using Mplus (Muthén & Muthén, 2008). The syntax used in the analyses is shown as Appendix 1.

## Results

Table 1 shows the intraclass correlation coefficients calculated for each of the observed five variables. As can be seen in Table 1, these values are between .330 and .428. These values are over .05 and this is an indication of the need for a multilevel analysis as mentioned in the Introduction. The assumption that the observations are independent has to be met for single level analysis. However, because the intraclass correlation coefficients obtained in the analysis are much higher than .05, it can be argued that the structure of the sample fails to validate the assumption of the independence of observations, and that the individuals display a certain level of homogeneity in the class. For the same reason, it can also be argued that the variation between classes is high. These findings point to the need for a multilevel analysis particularly for this data set, showing that a single level analysis would produce biased parameter estimates.

Some of the goodness-of-fit indexes obtained via multilevel analysis are as follows:  $\chi^2(15) = 55.08$ ,  $p = .00$ ,  $\text{NCI}(\chi^2/\text{sd}) = 3.67$ ,  $\text{CFI} = .98$ . The SRMR index values which separately describe the levels' fit are .016 for within and .011 for between levels. Based on these findings, it can be said that there is a good fit between the model and the data in both levels. Standardized estimations of the tested model are given in Figure 1, and



**Figure 1.** Multilevel Structural Equation Model Tested in the Study and Standardized Parameter Estimates Regarding the Model

**Table 1.** Intraclass Correlation Coefficients of Observed Variables

	Observed Variables				
	y1	y2	y3	y4	y5
Intraclass Correlation Coefficient	0.412	0.330	0.346	0.428	0.389

Appendix 2 shows the unstandardized estimations of parameters.

Within level standardized factor loadings vary between .75 and .91. Between level standardized factor loadings are very close to 1. Estimated factor loadings are higher for the between level. Findings yield evidence to substantiate the single factor structure of the TONI-3 general ability test. Construct validity index of the latent variable is .66 for the within level, and the same index is at .98 for the between level. Construct reliability of the latent variable is .95 for the within level, while it is .99 for between level. By looking at these findings, it can be concluded that, the evaluation of latent variable of the general ability is both valid and reliable not only for individual but also for group level.

An examination of the regression coefficient for the predictor variable of age which is common to both levels reveals that the standardized coefficient for within level is .13 ( $p < .05$ ), and the standardized coefficient for between level is .86 ( $p < .01$ ). These findings show that general ability test scores increase as the individuals' age increases. An examination of the regression coefficient for the predictor variable of age also shows that, albeit statistically significant at both levels, the coefficient is a lot higher for the between level. Age variable accounts for the 2 % of the variance of the general ability latent variable in within part of the model, and for 73 % at between part.

This pattern is consistent with the correlation among age and general ability levels -especially at younger ages. Due to minimal age difference among individuals within the same class, it is hardly surprising that the difference in levels of ability among members of the same class is lower than the difference in ability levels between those in lower and higher classes. The amount of relation which shows difference in both levels is compatible with this expectation.

### Discussion

The study describes multilevel structural equation modeling and provides researchers with a sample

application of the model. To this end, a model which comprises a common/shared predictor variable at both between and within levels along with a latent variable of five observed variables at both levels has been tested, which was followed by a description of the syntax used in the analysis and an interpretation of the findings.

Developmental studies, where, for instance, the factor structure of an ability aspect at primary school level is investigated, different classes can be composed of students with different ages at the same time due to the nature of the data. With such a data set, the quality under investigation tends to display a lower level of variation within the same age groups, and the differences in developmental features become more prominent as the age increases. For this reason, the data set falls short of meeting the assumption of independence and hierarchic structure comes to the foreground. The data set employed in the study is of such nature and the high intraclass correlation values obtained from the analysis is a result of this particular situation which proves the necessity of multi-level analysis. In these studies where the relevant feature is homogenous within the class and distinctly different between classes, researchers end up with biased parameter estimates if analysis are conducted at a single level, which, in turn gives way to a misinterpretation of the relationships between variables that have a latent structure and indicators.

Similarly, findings of the study show that factor loadings, when compared to within level, are higher at the between level as a reflection of the hierarchical feature of the data; and that the relationship between latent and observed variables is more connected to the structure at the between level. The fact that the variation described in general ability by the age predictor variable is higher at between level than the within is consistent with the general ability pattern of the children at the developmental age.

In developmental, educational and organizational studies which include numerous groups with high levels of homogeneity among its members, single level analysis are likely to be insufficient due to a violation of the assumption of independence of observations – as is the case with the example given above. By allowing simultaneous modeling through a separation of the variation at both levels, multilevel models put forward a lot of advantages for the analysis of this type of data. Therefore, these models make it possible for the researcher to estimate parameters both at within and at between levels, thus allowing an interpretation of findings not only for individuals or groups but also at both levels. In addition to variables which have an effect on individual features, with multilevel modeling, it is also possible to use the variables which are believed to have an effect only on group features (such as the levels of use of information

technologies among various schools or the difference in class size) by modeling within the same analysis.

In spite of providing many advantages as a type of multilevel in recent years, hierarchical linear models also have some disadvantages because of the difficulties in incorporating latent variables into the model and their failure to allow complex path analysis (Bauer, 2003). By overcoming these problems, multilevel structural equation models give way to many new opportunities in model tests and it appears to be an area where there is much room for new studies. Although the calculation of separate covariance matrixes for each level in multilevel

structural equation models appears to be unpractical and inapplicable, these models are becoming more common day by day because of the developments in computer programmes.

In Turkey, the studies which employ hierarchical structure data are more widespread in the field of education, and these studies are mostly about hierarchical linear models (for example: Akyüz, 2006; Demir & Kılıç, 2010; Şimşek & Noyan, 2009). It is believed that this study will contribute to the spread of multilevel equation models in the field of psychology as well as in fields other than psychology.

**Appendix 1.** The Mplus Syntax of the Multilevel Structural Equation Model Tested

```

TITLE:      Çok düzeyli Yapısal Eşitlik Modeli için Mplus sentaksı
DATA:      FILE IS toni.dat;
VARIABLE:  NAMES ARE x1 y1 – y5 clus;
           CLUSTER = clus;
ANALYSIS:  TYPE = TWOLEVEL;
MODEL:     %WITHIN%
           fw BY y1-y5;
           y2 WITH y3;
           y4 WITH y1;
           y3 WITH y4;
           fw ON x1;
           %BETWEEN%
           fb BY y1-y5;
           fb ON x1;
OUTPUT:    STANDARDIZED;

```

**Appendix 2.** The Mplus Output of the Multilevel Structural Equation Model composed of Unstandardized Parameter Estimates

MODEL RESULTS					
		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
Within Level					
FW	BY				
	Y1	1.000	0.000	999.000	999.000
	Y2	0.915	0.093	9.881	0.000
	Y3	0.948	0.081	11.775	0.000
	Y4	0.907	0.059	15.504	0.000
	Y5	1.180	0.073	16.086	0.000
FW	ON				
	X1	0.034	0.017	1.965	0.000
Y3	WITH				
	Y2	0.133	0.039	3.426	0.001
	Y4	0.072	0.025	2.865	0.004
Y4	WITH				
	Y1	0.147	0.034	4.325	0.000
Between Level					
FB	BY				
	Y1	1.000	0.000	999.000	999.000
	Y2	0.748	0.066	11.327	0.000
	Y3	0.761	0.075	10.165	0.000
	Y4	0.909	0.047	19.306	0.000
	Y5	0.924	0.074	12.536	0.000
FB	ON				
	X1	0.052	0.006	9.361	0.000
R-SQUARE					
Within Level					
Latent Variable		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
FW		0.017	0.017	1.035	0.301
Between Level					
Latent Variable		Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
FB		0.734	0.065	11.335	0.000