

## İkinci Derece Örtük Gelişme Modelleri ve Ölçme Eşdeğerliği

### Second Order Latent Growth Models and Measurement Equivalence

Seda DURAL\*  
İzmir Ekonomi Üniversitesi

Oya SOMER\*\*  
Gediz Üniversitesi

Mediha KORKMAZ\*\*\*  
Ege Üniversitesi

Seda CAN\*\*\*\*  
Utrecht Üniversitesi

Tuncay ÖĞRETMEN\*\*\*\*\*  
Ege Üniversitesi

#### Öz

Bireylerin davranış ya da tutumlarına ilişkin birçok araştırma problemi, zamandaki değişimin incelenmesini gerektirmektedir. Öğrenme konusunun, değişim kavramından ayrı tutulamayacağı göz önünde bulundurulduğunda, özellikle eğitim alanında bu tarz araştırmaların desenlenmesi, bu alandaki bilgilerimizin zenginleşmesine önemli katkılarda bulunacaktır. Bu çalışmada belirli bir özelliğin zaman içerisindeki doğrusal değişimi, Monte Carlo simülasyonu ile üretilmiş veri seti kullanılarak, ikinci derece örtük gelişme modelleri kapsamında ele alınmıştır. Analizlerin tümünde Mplus 5.1 programı kullanılmış; ilgili Mplus sentaksları açıklanmış ve model parametrelerinin yorumlanması üzerinde durulmuştur. Sunulan çalışmada ek olarak, örtük gelişme modellerinde ölçme eşdeğerliğinin nasıl test edileceği açıklanmıştır. Üretilen veri seti için analizler (1) temel örtük gelişme modeli, (2) örtük gelişme modelinde zayıf ölçme eşdeğerliği ve (3) örtük gelişme modelinde güçlü ölçme eşdeğerliği olmak üzere üç aşamada yapılmıştır.

*Anahtar Sözcükler:* İkinci derece örtük gelişme modelleri, ölçme eşdeğerliği, Monte Carlo simülasyonu.

#### Abstract

Research problems related to individuals' behaviors and attitudes requires examining inevitable changes over time. Because learning by nature implies change, analysis of longitudinal data becomes an important topic especially in the field of education. In this article, linear changes of a particular attribute over time was studied in the framework of the second order latent growth models by using data generated from Monte Carlo simulation. All analyses were performed by using Mplus 5.1 software. Related Mplus syntaxes were introduced and the interpretation of the model parameters was discussed. Additionally, it was explained how to study measurement equivalence in these models. Analyses were performed in three steps: (1) basic latent growth model, (2) latent growth model with weak measurement equivalence, and (3) strong measurement equivalence.

*Keywords:* Second order latent growth models, measurement equivalence, Monte Carlo simulation

\* Yrd. Doç. Dr. Seda DURAL, İzmir Ekonomi Üniversitesi, e-posta: sedaphddural@gmail.com

\*\* Prof. Dr. Oya SOMER, Gediz Üniversitesi, e-posta: oya.somer@gediz.edu.tr

\*\*\* Yrd. Doç. Dr. Mediha KORKMAZ, Ege Üniversitesi, e-posta: mediha.korkmaz@ege.edu.tr

\*\*\*\* Seda CAN, Ölçme ve Değerlendirme Uzmanı, Utrecht Üniversitesi, e-posta: sdcn77@gmail.com

\*\*\*\*\* Doç. Dr. Tuncay ÖĞRETMEN, Ege Üniversitesi, e-posta: tuncay.ogretmen@ege.edu.tr

### Summary

#### *Purpose*

Latent Growth Models (LGM) which are used in understanding how individuals change over time, have been a topic of intense interest among the researchers during the past two decades. Two alternative models can be used in LGM related to how the observed variables will be incorporated into the model: (1) the first order LGM and (2) the second order LGM. In the first order LGM, measures obtained from different time points are used as observed variables instead of latent variables. On the other hand, in the second order LGM measures obtained from different time points can be used as indicators of latent variables.

In this article, linear change of a particular attribute over time was studied in the scope of the second order LGM by using data generated with Monte Carlo simulation. The analysis of LGM typically requires measurement which has equivalent scores across different time points. In the first order LGM, measurement equivalence is assumed to be held without any evidence; on the other hand, the second order LGM gives the opportunity to examine measurement equivalence. Thus, how to study measurement equivalence in the second order latent growth models was also explained in the article. Analyses for the generated data were performed in three steps: (1) basic LGM, (2) LGM with weak measurement equivalence, and (3) LGM with strong measurement equivalence. Monte Carlo simulation and all of the analyses were performed by using Mplus 5.1 (Muthén & Muthén, 2008) software. In the Monte Carlo simulation, normally distributed data for the second order LGM was generated with a sample of 200. Related Mplus syntaxes were introduced and the interpretation of the model parameters was discussed.

#### *Results*

In the first model, basic LGM without any restriction for testing measurement equivalence was performed. The first model converged to an admissible solution. Values of selected fit indexes were  $\chi^2(25) = 22.63$ ,  $p = .60$ ,  $NC = .91$ ,  $CFI = 1.00$ , and  $RMSEA = 0.00$  with the 90% confidence interval .00-.05, and  $SRMR = .01$ . These results indicated good fit of the change model to the data. In the second step for examining weak measurement equivalence, the factor loadings were constrained.  $\Delta CFI$  and  $\Delta\chi^2$  values obtained from the difference between first and second model indicated that weak measurement equivalence was held across time. In the third model for examining strong measurement equivalence, in addition to factor loadings, intercepts were constrained.  $\Delta CFI$  and  $\Delta\chi^2$  values obtained from the difference between second and third model indicates that strong measurement equivalence was also met. Values of selected fit indexes obtained in the last step were  $\chi^2(33) = 28.10$ ,  $p = .71$ ,  $NC = .85$ ,  $CFI = 1.00$ , and  $RMSEA = 0.00$  with the 90% confidence interval .00-.04, and  $SRMR = .02$ . These results indicated good fit of the change model -with strong measurement equivalence- to the data.

#### *Discussion*

Some statistical methods like analysis of variance for repeated measures are commonly used in the analysis of change. However, Latent Growth Models in the framework of Structural Equation Modeling offer important methodological improvements because it enables to develop hypotheses about change of latent variables' means over time and covariance structures of error terms.

#### *Conclusion*

Research problems related to behaviors and attitudes of individuals generally require analyses of change over time. Because learning implies change by nature, analysis of longitudinal data becomes an important topic. Especially in education, to design such longitudinal research will make important contributions to enrich our knowledge in this field.

## Giriş

Zamana bağlı değişimin incelenmesinde kullanılan Örtük Gelişme Modelleri'nin – ÖGM (*Latent Growth Models – LGM*) temelleri 1950'lerde atılmış (örneğin, Rao, 1958; Tucker, 1958) ve yapısal eşitlik modellemeleri kapsamında çalışılması ile (örneğin, McArdle, 1988; McArdle ve Aber, 1990; McArdle ve Anderson, 1990; McArdle ve ark., 1991; Raykov, 1992, 1993, 1994) popülerliği artarak, eğitim (De Fraine ve ark., 2007; Ingels ve ark., 1994; Lawrence ve Hancock, 1998; McCoach ve ark., 2006; Muthén, 1991; Raykov, 1999; Shapka ve ark., 2006; Shevlin ve Millar, 2006), sağlık (Cacioppo ve ark., 2006), gerontoloji (Jones ve Meredith, 1996; McArdle ve ark., 1991; Walker ve ark., 1996), madde kötüye kullanımı (Duncan ve Duncan, 1996; Duncan ve ark., 1996), gelişim (Farrell ve ark., 2005; Willett ve Sayer, 1994, 1996), endüstri ve örgüt psikolojisi (Chan, 1998; Chan ve Schmitt, 2000; Lance ve ark., 2000; Ployhart ve Hakel, 1998; Vandenberg ve Self, 1993) ve biyometri (McArdle ve ark., 1998) gibi birçok farklı disiplinde yaygın bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır.

ÖGM'de belirli bir özelliğin zamana bağlı değişimi incelenirken ilk durum (*initial status*) ve değişim oranı (*rate of change*) olmak üzere iki örtük gelişim faktörüne ilişkin parametreler kestirilmektedir. Söz konusu örtük gelişim faktörleri, zamana bağlı olarak her bir bireyin ilk durumunu ve değişim oranını betimlemede kullanılmaktadır. Modelde ilk durum, model fonksiyonunda sabite (*intercept*); değişim oranı ise eğime (*slope*) karşılık gelmektedir.

Örneğin,  $p$  sayıda bireyden ( $p = 1, 2, 3, \dots, N$ ),  $t$  farklı zamanda ( $t = 0, 1, 2, \dots, T$ ) toplanmış tekrarlı ölçümlerin olduğunu düşünürsek, modele ilişkin genel eşitlik aşağıdaki gibi olacaktır (Li ve Acock, 1999):

$$Y_{pt} = \eta_{ip} + \eta_{sp} a_t + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

Bu doğrusal modele ilişkin eşitlik, her bir zaman noktasındaki her bir birey için gözlenmiş puanların, bireysel farklılıklara ilişkin üç gözlenmemiş kaynağın bir fonksiyonu olduğunu göstermektedir:

$\eta_{ip}$  = her bir birey için sabit ya da ilk durum (bu değerler modelde her bir zaman noktası için eşit olacak şekilde tanımlanır)

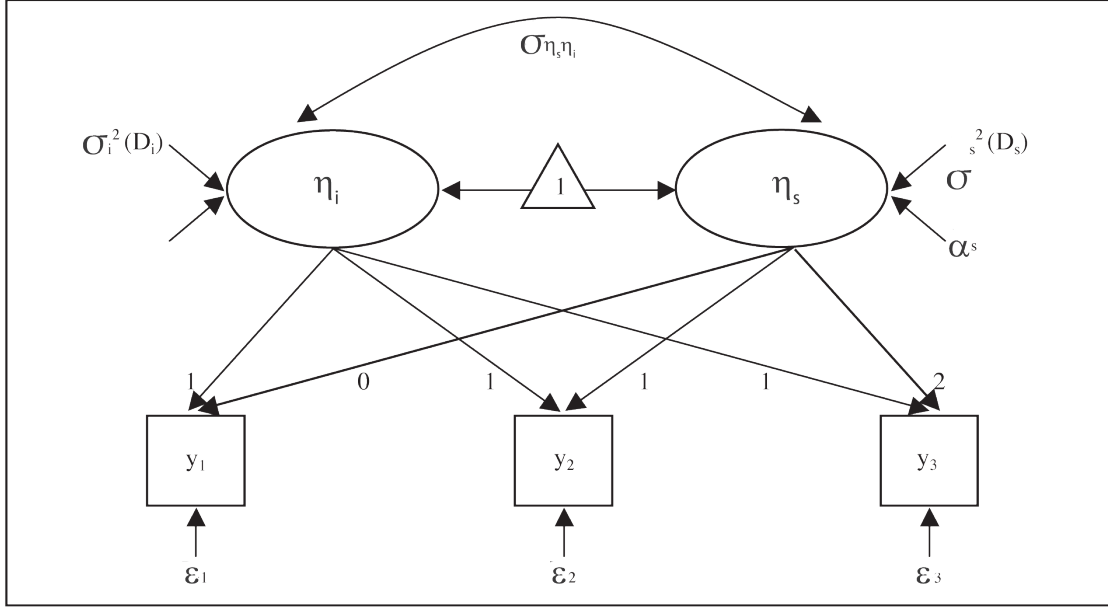
$\eta_{sp}$  = her bir birey için eğim ya da değişim oranı (bu değerler modelde zaman noktaları sırasıyla 0, 1, 2, ...T olacak şekilde  $a_t$  katsayıları ile çarpılır)

$\varepsilon_{pt}$  = zamana bağlı seçkisiz hatalar

Modelde hem ilk durum hem de değişim oranı örtük gelişim faktörleri için birer ortalama ve varyans değeri ve bu iki parametre arasında bir kovaryans değeri tahminlenmektedir. Sabit için tahminlenen ortalama değeri ( $\alpha_i$ ), gelişimi incelenen değişkeninin ilk durumu hakkında bilgi vermektedir. Başka bir deyişle ölçülen özellik için başlangıç noktasındaki yani ilk zaman periyodundaki ortalama düzeyi göstermektedir. Eğim için tahminlenen ortalama değeri ( $\alpha_s$ ) ise, değişim oranı hakkında bilgi vermektedir. Pozitif bir  $\alpha_s$  değeri ölçülen özelliğin zaman içerisinde arttığını; negatif bir  $\alpha_s$  değeri ise ölçülen özelliğin zaman içerisinde azaldığına işaret etmektedir. Varyans değerleri (sabit için  $\sigma_i^2$  ve eğim için  $\sigma_s^2$ ), grup içerisinde bireylerin ne kadar değişim gösterdiği hakkında bilgi vermektedir. Örneğin, ilk durum örtük gelişim faktörüne ilişkin varyans değerinin büyük olması, bazı bireylerin yüksek ya da düşük bir düzeyde başladığına; değişim oranı örtük gelişim faktörüne ilişkin varyans değerinin büyük olması ise bazı bireylerin diğerlerine kıyasla daha fazla değişim gösterdiğine işaret etmektedir. Buna karşın, küçük varyans değerleri ise söz konusu özellikler bakımından grubun daha homojen olduğunu göstermektedir. Kovaryans değeri ( $\sigma_{\eta_{ip}\eta_{sp}}$ ) ise sabit ve eğim değerlerinin birlikte değişiminin incelenmesini sağlamak üzere modele dahil edilmektedir. Bu şekilde, pozitif ve yüksek bir kovaryans değeri elde edildiğinde, ölçülen özelliğe ilişkin olarak yüksek düzeyde başlayan bireylerin düşük düzeyde başlayanlara kıyasla daha hızlı bir gelişme gösterdiği şeklinde yorumlanmaktadır (Bollen ve Curran, 2006; Duncan ve ark., 2006; Kline, 2005; Li ve Acock, 1999; Welch, 2007).

Zamana bağlı değişimin incelendiği ÖGM'de gözlenen değişkenlerin modele dahil edilmesi

açısından iki alternatif model kullanılabilmektedir (Sayer ve Cumsille, 2001): (1) birinci derece ÖGM (*first order LGM*) ve (2) ikinci derece ÖGM (*second order LGM*). Birinci derece ÖGM'de Şekil 1'de görülebileceği gibi, farklı zaman noktalarında alınan ölçümler örtük değişkenler olarak değil, doğrudan gözlenen değişkenler olarak modelde yer almaktadır. Öte yandan farklı zaman noktalarından elde edilen ölçümler, örtük bir değişkenin göstergeleri (*indicator*) olarak da modele dahil edilebilmektedir. Bu modeller ise ikinci derece ÖGM olarak adlandırılmaktadır (bkz. Şekil 2).

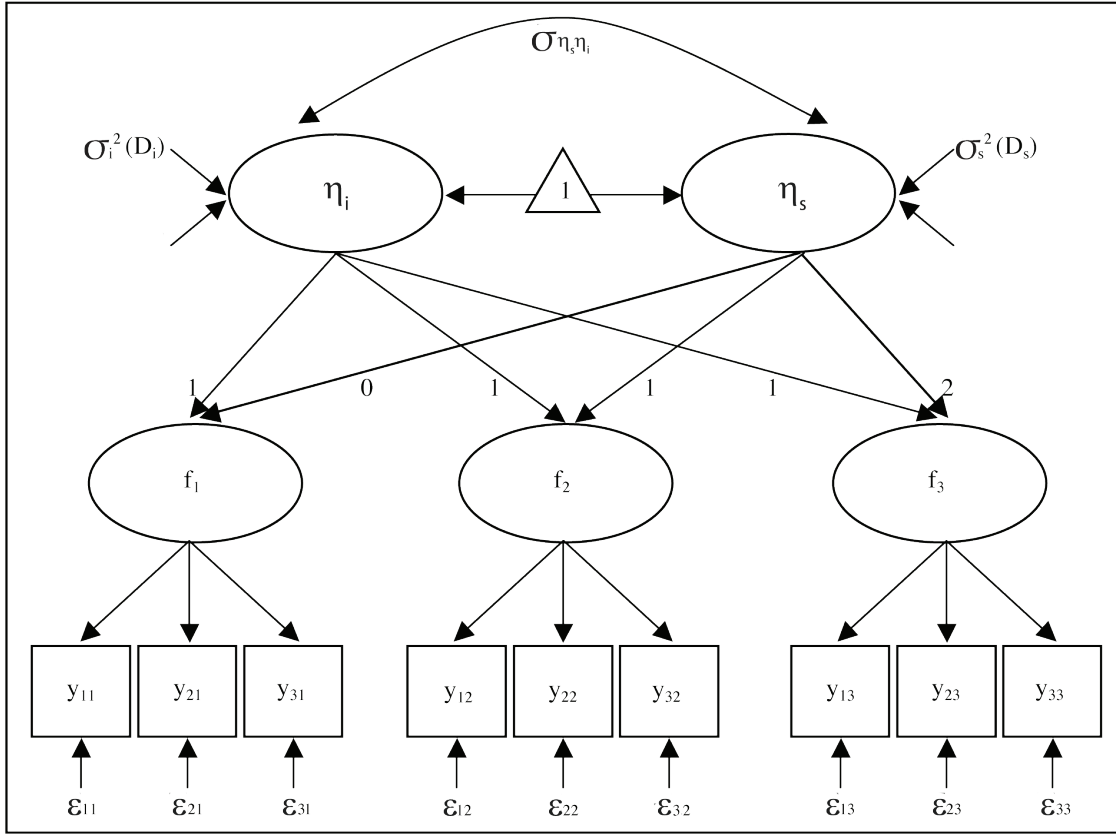


Şekil 1. Birinci Derece ÖGM

**Not:** Şekilde üçgen içerisinde yer alan "1" sabiti, kovaryans yapılarına (*covariance structure*) ek olarak ortalama yapılarının (*mean structure*) da modele dahil edildiğini göstermek üzere kullanılmaktadır.

Örneğin, internet kullanımına (*f*) ilişkin 15 maddeden oluşan bir ölçme aracı kullanılarak bir grup katılımcıdan birer yıl arayla üç ölçme yapıldığını düşünelim. Bu durumda birinci derece bir model çalışılacak ise, söz konusu üç ölçüm için 15 maddenin toplamından elde edilen üç gözlenen değişken ( $y_1$ ,  $y_2$  ve  $y_3$  olmak üzere) ilk durum ve değişim oranı örtük gelişme faktörlerinin göstergeleri olarak modele dahil edilmektedir. Eğer ikinci derece bir model kullanılacak ise, ilgilenilen yapıyı ölçtüğü düşünülen maddelerin her biri ya ayrı ayrı ya da madde parselleri oluşturularak internet kullanımı değişkeninin göstergeleri olarak modele dahil edilmektedir. Bu şekilde, "*f*" örtük değişkeni için üç zaman noktasından alınmış ölçümler ( $f_1$ ,  $f_2$  ve  $f_3$  olmak üzere), ilk durum ve değişim oranı örtük gelişme faktörlerinin göstergeleri halini almaktadır. Başka bir deyişle, ikinci derece modellerde farklı zaman noktalarında alınan ölçümler doğrudan gözlenen değişkenler olarak değil, örtük değişkenler olarak kullanılmaktadır.

ÖGM'nin analizinde temel olarak üç önkoşulun sağlanması gerekmektedir (Kline, 2005): (1) En az üç farklı durumda sürekli düzeyde ölçülmüş bir bağımsız değişkenin olması, (2) her koşulda bireylerden aynı zamanda ölçüm alınmış olması ve (3) ölçme eşdeğerliğinin sağlanmış olması. Ölçme eşdeğerliğinin sağlanması gerektiğine işaret eden üçüncü koşul, ölçülen özelliğe bağlı olarak farklı zaman noktalarından elde edilen sayısal değerlerin aynı ölçek düzeyinde olması, yani aynı yapıyı ölçüyor olması anlamına gelmektedir. Birinci derece ÖGM'de farklı zaman noktalarında elde edilen ölçümler için ölçme eşdeğerliğinin sağlandığı varsayılırken, ikinci derece ÖGM'de ise gözlenen değişkenlerin altında yatan örtük özellik modele dahil edildiği için ölçme eşdeğerliği varsayılmak yerine doğrudan test edilebilmektedir (Ferrer ve ark., 2008).



Şekil 2. İkinci Derece ÖGM

Mellenbergh (1989), Meredith (1993) ve Meredith ve Millsap (1992) tarafından yapılan ölçme eşdeğerliği tanımı örtük gelişme modellerine uyarlandığında, zamana bağlı ölçme eşdeğerliği "ölçülen yapının ölçümün hangi zaman noktasında alındığından bağımsız olma durumu" şeklinde ifade edilebilir. Yapısal eşitlik modelleri kapsamında ölçme eşdeğerliği incelenirken, iç içe geçmiş (*nested*) hiyerarşik modeller olarak test edilen, genelde iki düzeyde eşdeğerliğin karşılanması gerekli görülmektedir: (1) Zayıf ölçme eşdeğerliği (*weak measurement equivalence*) ve (2) güçlü ölçme eşdeğerliği (*strong measurement equivalence*). Zayıf eşdeğerlikte, faktör yükleri ( $\lambda_i$ ) sınırlandırılarak, farklı zaman noktalarında alınan ölçümlere ilişkin ölçme biriminin benzer olup olmadığı test edilir. Zayıf eşdeğerlik aynı zamanda metrik eşdeğerlik (*metric equivalence*) olarak da adlandırılır. Güçlü eşdeğerlikte ise, farklı zaman noktalarında alınan ölçümler için faktör puanı sıfır olduğunda elde edilen sabit değerlerinin eşdeğer olup olmadığı test edilir. Bu nedenle güçlü eşdeğerlik aynı zamanda skalar eşdeğerlik (*scalar equivalence*) olarak da adlandırılır. Güçlü eşdeğerlik test edilirken faktör yüklerine ilişkin yapılan sınırlandırmalara ek olarak sabit ( $\tau_i$ ) değerleri de sınırlandırılır (ayrıntılı bilgi için bkz. Vandenberg ve Lance, 2000; Wu, ve ark., 2007).

Geleneksel olarak ölçme eşdeğerliğinin sağlanıp sağlanmadığı test edilirken iç içe geçmiş iki modelden elde edilen Ki-kare " $\chi^2$ " değerinden ve Karşılaştırmalı Uyum İndeksinden (*Comparative Fit Index - CFI*) yararlanılmaktadır (Byrne ve Stewart, 2006; Vandenberg ve Lance, 2000; Wu, ve ark., 2007). İki model için söz konusu değerlerin farkları alınarak  $\Delta\chi^2$  ve  $\Delta CFI$  hesaplanır. Elde edilen  $\Delta\chi^2$ 'nin istatistiksel anlamlılığı test edilirken, bu değer iki modelin serbestlik dereceleri arasındaki farka işaret eden  $\Delta df$ 'ye karşılık gelen kritik Ki-kare değeriyle karşılaştırılır. Bu karşılaştırmanın sonucunda istatistiksel olarak anlamsız bir  $\Delta\chi^2$  değerinin elde edilmesi, ölçme eşdeğerliğinin sağlandığını göstermektedir.  $\Delta CFI$  için herhangi bir istatistiksel anlamlılık testi yapılamamakla birlikte, iki modelin karşılaştırılması sonucunda elde edilen  $\Delta CFI$  değerinin -0.01 değerine eşit ya da bu değerden küçük olması, ölçme eşdeğerliğinin sağlandığına ilişkin bir kanıt

olarak kullanılabilir (Byrne ve Stewart, 2006; Vandenberg ve Lance, 2000; Wu, ve ark., 2007).

Bu çalışmada, ikinci derece ÖGM'nin ve zamana bağlı ölçme eşdeğerliğinin Monte Carlo simülasyonu kullanılarak elde edilen veriler üzerinden incelenmesi ve araştırmacılara örnek bir uygulama sunulması amaçlanmıştır.

### Yöntem

Çalışmada yer alan analizlerin tümü Monte Carlo simülasyonları sonucunda elde edilen veriler üzerinden yapılmıştır. Çalışmanın amaçları doğrultusunda, Mplus 5.1 (Muthén ve Muthén, 2008) programı kullanılarak, Şekil 2'de sunulan ikinci derece ÖGM'ye uygun 200 gözlemlilik örneklem grubu için normal dağılıma sahip veri seti üretilmiştir.

Söz konusu simülasyonlarda Muthén ve Muthén'in (2002) çalışmasından faydalanılarak, replikasyon sayısı 1000 olacak şekilde, model parametre değerleri ise, ilk durum ve değişim oranı örtük değişkenleri arasındaki kovaryans .4, ilk durum örtük değişkeninin ortalaması 0 ve hata varyansı 1, değişim oranı örtük değişkeninin ortalaması 1 ve hata varyansı .2, üç gözlenen değişken tarafından ölçülen örtük değişkenin üç farklı zaman noktasındaki ( $f_1$ ,  $f_2$ ,  $f_3$ ) hata varyansları .4, gözlenen değişkenlerin faktör yükleri 1, birinci gözlenen değişkenin üç zaman noktasındaki ( $y_{11}$ ,  $y_{12}$  ve  $y_{13}$ ) sabit değerleri -.5, ikinci gözlenen değişkenin üç zaman noktasındaki ( $y_{21}$ ,  $y_{22}$  ve  $y_{23}$ ) sabit değerleri 0, üçüncü gözlenen değişkenin üç zaman noktasındaki ( $y_{31}$ ,  $y_{32}$  ve  $y_{33}$ ) sabit değerleri .5, ve gözlenen değişkenlerin ( $y_{11} - y_{33}$ ) hata varyansları .5 olacak şekilde belirlenmiştir.

### Analizler

200 gözlemlilik veri için Şekil 2'deki ikinci derece ÖGM'de (1) temel ÖGM<sup>\*\*\*\*\*</sup>, (2) ÖGM'de zayıf ölçme eşdeğerliği modeli ve (3) ÖGM'de güçlü ölçme eşdeğerliği modeli Mplus 5.1 programı kullanılarak üç aşamada incelenmiştir. ÖGM kullanılarak zamana bağlı değişimin test edildiği birinci model için Mplus sentaksı aşağıda verilmiştir:

TITLE:	Temel ÖGM'nin test edildiği birinci model için Mplus sentaksı
DATA:	FILE IS solgm.dat;
VARIABLE:	NAMES ARE y11 y21 y31 y12 y22 y32 y13 y23 y33;
MODEL:	f1 BY y11 y21 y31; f2 BY y12 y22 y32; f3 BY y13 y23 y33; [y11 y12 y13] (1); [y21 y22 y23]; [y31 y32 y33]; i s   f1@0 f2@1 f3@2;

Program komutları incelendiğinde, ilk olarak "DATA" başlığı altında modelin tahminlenmesinde kullanılacak olan veri tanımlanmıştır. Modelde yer alan örtük değişken sırasıyla üç farklı zaman noktası için  $f_1$ ,  $f_2$  ve  $f_3$  değişkenleri, bu örtük değişkenin göstergeleri olan gözlenen değişkenler

\*\*\*\*\* Söz konusu model, aynı zamanda faktör yüklerinin ve sabit değerlerin sınırlandırılmadığı, sadece faktör sayıları ve örüntülerinin zaman içerisindeki eşdeğerliğinin sağlandığı yapısal ölçme eşdeğerliğine sahip ÖGM'dir.

ise y11, y21, y31 (f1'in göstergeleri), y12, y22, y32 (f2'nin göstergeleri) ve y13, y23, y33 (f3'ün göstergeleri) değişkenleridir. "VARIABLE" başlığı altında modelde yer alan gözlenen değişkenlerin isimleri yazılmıştır.

"MODEL" başlığı altında "BY" komutu kullanılarak ilk olarak her bir zaman noktasında alınan üç gözlenen değişkenin ölçümü, ilgili zaman noktası için f1, f2 ve f3 örtük değişkenlerine bağlanmıştır. f1, f2 ve f3'ün metriği, program tarafından otomatik olarak "BY" komutundan sonra gelen ilk gözlenen değişkenin faktör yükü 1'e sabitlenerek belirlenmektedir. Sunulan örnekte f1 için y11, f2 için y12 ve f3 için y13 değişkenleri referans değişkenler olarak 1'e sabitlenmiştir. Örtük değişkenin birinci göstergesi üç zaman noktasında da metriği belirlemede kullanıldığı için ölçme eşdeğerliği kapsamında test edilmemektedir. Program komutlarında gözlenen değişkenlerin köşeli parantez içerisinde verilmesi ise gözlenen değişkenlerin üç zaman noktasındaki sabit değerlerinin tahminlenmesine olanak sağlamaktadır. Öte yandan, referans değişken olarak belirlenen ölçümlerin faktör yüklerinin 1'e sabitlenmesine bağlı olarak, bu değişkenlerin sabit değerlerinin de eşit olacak şekilde tahminlenebilmesi amacıyla, "(1)" komutu ilgili bölüme eklenmektedir.

"MODEL" başlığı altında en alt satırda yer alan komutta, "i" sabit yani ilk durum örtük gelişim faktörünü, "s" ise eğim yani değişim oranı örtük gelişim faktörünü ifade etmektedir. İlk durum örtük gelişim faktörünün üç zaman noktası için göstergeleri olan örtük değişkenlerin faktör katsayıları 1'e sabitlenmiştir. Mplus programında söz konusu sabitleme otomatik olarak yapılmaktadır. Değişim oranı örtük gelişim faktörü için katsayılar ise, doğrusal bir değişim tanımlamak üzere sentakta görüldüğü gibi 0, 1 ve 2 olarak belirlenmiştir. Amaca göre değişim oranı örtük gelişim faktörü için farklı katsayılar atanabilmektedir (bkz. Kline, 2005).

Bu aşamada test edilen modelin uyum indeks değerlerinin kabul edilebilir düzeylerde olması, ÖGM'nin veri ile uyumlu olduğu anlamına gelmektedir. Başka bir deyişle modelde yer alan örtük değişkenin üç zaman noktasındaki ölçümleri için doğrusal bir artış olduğu söylenebilir. Ancak araştırmalarda ideal olan farklı zaman noktalarında elde edilen ölçümler için *ölçme eşdeğerlerinin sağlandığı durumda*, örtük değişken ortalamaları arasında değişimin olup olmadığının incelenmesidir. Bu nedenle, analizlerin ikinci ve üçüncü aşamasında zayıf ve güçlü eşdeğerliğin test edilmesi üzerinde durulmuştur.

Zayıf eşdeğerliğin test edildiği ikinci model için Mplus sentaksının ilgili bölümü aşağıda verilmiştir:

Birinci model için sunulan sentakstan farklı olarak, referans değişkenleri dışındaki diğer gözlenen değişkenlerin yanında parantez içerisinde verilen değerler, zayıf eşdeğerlik kapsamında faktör yüklerinin sınırlandırıldığına işaret etmektedir. Buna göre, üç zaman noktası için örtük değişkenin ikinci göstergesine ilişkin faktör yüklerini sınırlandırmak amacıyla y21, y22 ve y23 gözlenen değişkenlerinin yanına "(2)", üçüncü göstergesine ilişkin faktör yüklerini sınırlandırmak amacıyla y31, y32 ve y33 gözlenen değişkenlerinin yanına "(3)" komutu eklenmiştir.

Güçlü eşdeğerliğin test edildiği üçüncü model için aşağıda verilen Mplus sentaksının ilgili bölümünde görülebileceği gibi, örtük değişkenin üç zaman noktasındaki göstergelerinin sabit değerlerini sınırlandırmak amacıyla ilgili değişkenlerin yanına "(4)" ve "(5)" komutları eklenmiştir.

## Bulgular

Analizler bölümünde tanımlanan üç modele ilişkin elde edilen sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir. Ölçme eşdeğerliğinin test edilmesine ilişkin herhangi bir sınırlandırmanın yapılmadığı birinci modeldeki temel ÖGM'den elde edilen uyum indeksi değerleri model ile verinin iyi bir uyuma sahip olduğuna işaret etmektedir. Elde edilen uyum indekslerinden bazıları,  $\chi^2(25) = 22.63, p = .60, NC = .91, CFI = 1.00, RMSEA = .00$  (%90 güven aralığı .00-.05) ve SRMR = .01 olarak bulunmuştur. Analizlerde yer alan ikinci modelde zayıf eşdeğerlik test edilirken, faktör yükleri sınırlandırılmış

ve zayıf eşdeğerlik modelinin  $\chi^2$  ve CFI değerlerinden ilk model için elde edilen  $\chi^2$  ve CFI değerleri çıkarılarak zayıf eşdeğerlik modeli için ölçme eşdeğerliği incelenmiştir. Elde edilen  $\Delta\chi^2$  ve  $\Delta$ CFI değerleri modelde anlamlı düzeyde bir kötüleşme olmadığını göstermektedir (Tablo 1). Analizlerin son aşaması olan güçlü eşdeğerlik test edilirken, yapılan sınırlandırmalara ek olarak sabit değerleri de sınırlandırılmıştır. Zayıf ve güçlü değişmezlik modellerinin farkından elde edilen  $\Delta$ CFI ve  $\Delta\chi^2$  değerleri modelde anlamlı bir kötüleşme olmadığını yani güçlü eşdeğerlik koşulunun da sağlandığını göstermektedir (Tablo 1). Üç göstergeli bir örtük değişkenin zamana bağlı değişiminin incelendiği ikinci derece ÖGM için yapılan analizlerin son aşamasında elde edilen uyum indekslerinden bazıları,  $\chi^2 (33) = 28.10$ ,  $p = .71$ ,  $NC = .85$ ,  $CFI = 1.00$ ,  $RMSEA = .00$  (%90 güven aralığı .00-.04) ve  $SRMR = .02$  olarak bulunmuştur.

Tablo 1.

*Ölçme Eşdeğerliğine İlişkin Uyum İyiliği ve Model Farkı İstatistikleri*

	$\chi^2$	sd	CFI	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ sd*	$\Delta$ CFI
Temel ÖGM	22.63	25	1.00	–	–	–
ÖGM’de Zayıf Eşdeğerlik	26.71	29	1.00	4.08	4	.00
ÖGM’de Güçlü Eşdeğerlik	28.10	33	1.00	1.39	4	.00

\*  $\Delta$ sd = 4 için  $p = .01$  düzeyinde kritik  $\chi^2 = 13.28$

Güçlü eşdeğerliğin sağlandığı aşamadaki ÖGM’ye ilişkin maksimum olabilirlik (*maximum likelihood*) yöntemi kullanılarak elde edilen standardize edilmemiş<sup>\*\*\*\*\*</sup> sonuçlar Ek-1’de sunulmuştur. Mplus programı tarafından rapor edilen sonuçlarda, modelde yer alan her bir parametre için sırasıyla standardize edilmemiş parametre tahmini, tahminin standart hatası, tahminin standart hatasına bölünmesiyle elde edilen t değeri ve söz konusu t değerine ilişkin anlamlılık düzeyi yer almaktadır.

Parametre tahminlerinin yer aldığı Ek-1’in ilk bölümünde, ilk durum ve değişim oranı örtük gelişim faktörleri ile f1-f3 örtük değişkenleri arasındaki ilişkiler modelde yer aldıkları şekliyle rapor edilmekte; yani, modelde sabit parametre değerleri olarak belirlendikleri için herhangi bir parametre tahmini yapılmamaktadır. Bir sonraki bölümde, faktör yüklerine ilişkin sonuçlar rapor edilmiştir. Program çıktısından takip edilebileceği gibi, f örtük değişkeninin birinci göstergeleri modelde referans değişkenleri olarak 1’e sabitlendikleri için herhangi bir parametre tahmini yapılmamaktadır. Buna karşın, örtük değişkenin diğer iki göstergesi için faktör yükleri üç zaman noktasında eşdeğer olacak şekilde sınırlandırılmış parametre tahminleri ilgili bölümde yer almaktadır. Örtük gelişim faktörleri için kovaryans değerini gösteren “S WITH I” bölümü incelendiğinde elde edilen katsayının .24 ( $p = .03$ ) olduğu görülmektedir. Standardize sonuçlarda buna karşılık gelen örtük gelişim faktörleri arasındaki korelasyon katsayısı ise .51’dir. Örtük gelişim faktörlerinin ortalamalarının yer aldığı “Means” bölümünde, ilk durum örtük gelişim faktörünün ortalamasının sıfır olarak tahminlendiği görülmektedir. Bu durum, ikinci derece ÖGM’de, gözlenen değişkenlerin sabit değerleri ile ilk durum örtük gelişim faktörünün ortalamasının eşzamanlı olarak tahminlememesinden kaynaklanmaktadır (ayrıntılı bilgi için bkz. Muthén ve Muthén, 2007). Değişim oranı örtük gelişim faktörünün tahminlenen ortalaması ise, .99’dur ( $p = .00$ ). Gözlenen değişkenler için sabit değerlerinin rapor edildiği “Intercepts” başlığı altında, sabit değerleri üç zaman noktasında eşdeğer olacak şekilde sınırlandırılmış parametre tahminleri yer almaktadır. İlk durum ve değişim oranı faktörlerinin tahminlenen varyansları

\*\*\*\*\* Mplus programı hem standardize edilmemiş hem de standardize sonuçları rapor etmektedir. Ancak sunulan çalışmada yorumların çoğu standardize edilmemiş parametreler üzerinden yapıldığı için sadece söz konusu parametrelere ilişkin Mplus çıktısına yer verilmiştir.



("Variances" başlığı altında) sırasıyla 1.23 ( $p = .00$ ) ve .18 ( $p = .09$ ) olarak bulunmuştur. Ek-1'in son kısmında, "Residual Variances" başlığı altında yer alan bölümde ise, hem gözlenen (y11-y33) hem de örtük (f1-f3) değişkenler için hata varyansı değerleri rapor edilmektedir.

Modelin gözlenen ve örtük değişkenleri açıklama oranlarını ifade eden  $R^2$  değerleri ise, gözlenen değişkenler için sırasıyla .76, .72, .74, .83, .82, .82, .87, .86 ve .87; örtük değişkenler için sırasıyla .76, .84 ve .90'dır.

### Tartışma

Sunulan çalışmada belirli bir özelliğin zaman içerisindeki doğrusal değişimi, simülasyonla üretilmiş veri seti kullanılarak, ikinci derece ÖGM kapsamında ele alınmış ve analizlere ilişkin bulgular sunulmuştur. Ayrıca, ilgili Mplus sentaksları açıklanmış ve çıktılarda yer alan model parametreleri üzerinde durulmuştur. Çalışmada ek olarak, metrik ve skalar düzeyde ölçme eşdeğerliğinin nasıl test edileceği açıklanmıştır.

Bu bölümde ilk olarak, ikinci derece ÖGM'de ölçme eşdeğerliğinin değerlendirilmesi üzerinde durulacaktır. Hatırlanacağı gibi, ölçme eşdeğerliğinin test edilmesine ilişkin herhangi bir sınırlandırmanın yapılmadığı birinci modeldeki temel ÖGM'den elde edilen uyum indeksi değerleri, model ile verinin iyi bir uyuma sahip olduğunu göstermektedir. Bu sonuç üç zaman noktasında alınan ölçümleri temsil eden örtük değişken ortalamalarında doğrusal bir artışın olduğuna işaret etmektedir. Ancak bu bulgu, ölçme eşdeğerliği sağlanmadan geçerli bir şekilde yorumlanamayacağından, bir sonraki aşamada bazı parametrelerin farklı zaman noktaları için eşdeğer olduklarını ifade eden sınırlandırmalara gidilmiştir. Analizlerde yer alan ikinci modelde zayıf eşdeğerlik test edilirken, faktör yükleri sınırlandırılmıştır. Elde edilen  $\Delta\chi^2$  ve  $\Delta CFI$  değerleri modelde anlamlı düzeyde bir kötüleşme olmadığını göstermektedir. Bu sonuç zamana bağlı olarak zayıf eşdeğerliğin sağlandığını, yani faktör yüklerinin üç zaman noktası için eşdeğer olduğunu göstermektedir. Bu durum zamana bağlı değişimin zayıf düzeyde ölçme eşdeğerliğinin sağlandığı koşulda da var olduğuna işaret etmektedir. Analizlerin son aşaması olan güçlü eşdeğerlik test edilirken, yapılan sınırlandırmalara ek olarak sabit değerleri de sınırlandırılmıştır. Zayıf ve güçlü değişmezlik modellerinin farkından elde edilen  $\Delta CFI$  ve  $\Delta\chi^2$  değerleri, modelde anlamlı bir kötüleşme olmadığına yani güçlü eşdeğerlik koşulunun da sağlandığını göstermektedir.

Bu sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde, değişim modelinin veri ile iyi bir uyuma sahip olduğunu ve zamana bağlı ölçme eşdeğerliğinin hem zayıf (metrik) hem de güçlü (skalar) düzeyde sağlandığını göstermektedir. Buna göre, gözlenen değişkenlerin yapıyla olan ilişkilerini gösteren faktör yüklerinin ve ölçek başlangıç noktalarının üç zaman noktasında eşdeğer olduğu ve örtük değişkenin zaman içerisinde doğrusal bir değişim gösterdiği söylenebilir. Sunulan çalışmada, modelin bu şekilde basamaklandırılması, hem modelin doğrusal değişim ve ölçme eşdeğerliği kısımlarının daha iyi anlaşılabilmesi hem de uyum indeksleri yetersiz bir modele işaret ettiğinde, problemin eşdeğerlikten mi yoksa doğrusal bir değişimin olmamasından mı kaynaklandığının ayrıştırılabilmesi amacıyla yapılmıştır. Öte yandan, görgül çalışmalarda (bu özellikle bir ölçme eşdeğerliği üzerine yapılan bir çalışma değilse), güçlü düzeyde ölçme eşdeğerliğine ilişkin sınırlandırmaların yapıldığı skalar model doğrudan test edilebilir (Muthén ve Muthén, 2007). Sonuçlar yeterli bir model uyumuna işaret ettiğinde, bu basamaklandırılmaya gerek olmadan değişime ilişkin sonuçlar yorumlanır. Elde edilen uyum indeksleri herhangi bir probleme işaret ettiği durumda ise, model yukarıda anlatıldığı gibi basamaklandırılarak problemin kaynağı araştırılır.

Bu bölümde ikinci olarak, ikinci derece ÖGM'de tahminlenen parametre değerlerinin yorumlanmasına yer verilecektir. Değişim oranı örtük gelişim faktörünün tahminlenen ortalamasının istatistiksel olarak anlamlı olması ilgilenilen özellik açısından zamana bağlı olarak doğrusal bir değişimin olduğuna işaret etmektedir. Giriş kısmında verilen internet kullanımına ilişkin örneğimize geri dönecek olursak, değişim oranı örtük gelişim faktörünün ortalamasının istatistiksel olarak anlamlı olması, zaman içerisindeki internet kullanımında yıllara göre bir

değişim olduğunu göstermektedir. Söz konusu değişim, elde edilen ortalama değeri pozitif olduğu için zaman içerisinde internet kullanımının arttığı şeklinde yorumlanmaktadır.

İlk durum örtük gelişim faktörünün varyansına ilişkin elde edilen istatistiksel olarak anlamlı sonuç ise, başlangıç seviyesi için internet kullanım düzeyleri açısından örnekleme bireylerin heterojen bir grup oldukları anlamına gelmektedir. Öte yandan değişim oranı örtük gelişim faktörünün varyansının istatistiksel olarak anlamsız olması, internet kullanım düzeyleri açısından örnekleme bireylerin zaman içerisinde birbirlerine yaklaştıklarına işaret etmektedir.

Örtük gelişim faktörleri arasındaki gözlenen ilişki (yani istatistiksel olarak anlamlı bir kovaryans değeri elde edilmesi), başlangıçta internet kullanım düzeyleri yüksek olan bireylerin zaman içerisindeki gösterdikleri artış, başlangıçta düşük olan bireylerden fazla olduğunu göstermektedir. Buna karşın negatif yönlü bir ilişki bulunması, başlangıç seviyesi düşük olan bireylerin zaman içerisindeki internet kullanım düzeylerinin başlangıçta yüksek olanlara göre daha fazla arttığını gösterecektir. İstatistiksel olarak anlamsız yani düşük bir kovaryans değerinin elde edilmesi ise, zaman içerisindeki artışın başlangıç seviyesindeki bireysel farklılıklarla ilişkili olmadığı anlamına gelecektir.

Son olarak, modelde yer alan gözlenen (y11-y33) ve örtük (f1-f3) değişkenlere ilişkin tahminlenen hata varyansları için standardize edilmiş sonuçlarda rapor edilen R<sup>2</sup> değerleri, gözlenen ve örtük değişkenlerdeki varyansın ne kadarının model tarafından açıklandığını yorumlamak üzere kullanılmaktadır. Buna göre, değişim modeli gözlenen değişkenlerdeki varyansın ortalama %81'ini, örtük değişkenlerdeki varyansın ise ortalama %83'ünü açıklamaktadır.

### Sonuç

Bireylerin davranış ya da tutumlarına ilişkin birçok araştırma problemi, davranışın zamandaki değişiminin incelenmesini gerektirmektedir. Öğrenme konusunun, değişim kavramından ayrı tutulamayacağı göz önünde bulundurulduğunda, özellikle eğitim alanında bu tarz araştırmaların desenlenmesi, bu alandaki bilgilerimizin zenginleşmesine önemli katkılarda bulunacaktır (Millsap, 2008). Son yıllarda hızlı bir gelişim gösteren ÖGM, örtük değişkenlerin ortalamalarına ve hata terimlerinin kovaryans yapılarına ilişkin hipotezlerin de geliştirilmesine olanak sağlaması bakımından önemli yöntemsel açılımlar sunmaktadır (Kline, 2005).

ÖGM kapsamında ele alınan boylamsal çalışmalarda dikkate alınması gereken önemli konulardan biri, farklı zaman noktalarından elde edilen puanlar için ölçme eşdeğerliğinin incelenmesidir. Gözlenen değişkenlerin altında yatan örtük özelliğe ilişkin ölçüm değişmezliği test edilmeden yapılacak olan karşılaştırmalardan elde edilecek farklılıkların, ölçme yanlılığından mı, yoksa gerçek farklılıklardan mı kaynaklandığını yorumlamak mümkün olmamaktadır. Ölçme eşdeğerliğinin sağlanmadığı durumlarda, örtük değişken üzerinde gerçek bir farklılık olmadığı halde koşullara ilişkin ölçümlerin birbiriyle farklılaşması mümkün olabileceği gibi, gerçek farklılıkların maskelenmesi de söz konusu olabilmektedir. İkinci derece ÖGM'nin birinci derece modele göre avantajı, gözlenen değişkenlerin zaman içerisindeki ölçümleri için ölçme eşdeğerliğinin test edilebilmesine imkan sağlamasıdır.

Sunulan makaleden farklı olarak ÖGM çalışmalarında, bireylerarası değişimi incelemek üzere sürekli değişkenlerin yanı sıra kategorik değişkenler de gözlenen değişkenler olarak modelde kullanılabilir. Ayrıca, zamana bağlı değişim incelenirken ÖGM'deki bireysel farklılıkları yordayan açıklayıcı (*covariate/exploratory*) değişkenler de modele dahil edilebilmektedir. Bu modeller koşullu (*conditional*) ÖGM olarak adlandırılmaktadır (Bollen ve Curan, 2006). Bu şekilde, yordayıcı değişkenlerin modele eklenmesi, zaman içerisinde gözlenen değişimdeki bireysel farklılıkların nedenlerinin anlaşılmasına olanak sağlamaktadır. Zaman içerisindeki değişimin doğrusal olmadığı durumlarda ise doğrusal olmayan değişim modelleri kullanılabilir (örneğin, Hamilton ve ark., 2003; Raykov ve Marcoulides, 2006). Örneğin, bir müdahalenin yer aldığı, öntest, sontest ve izleme ölçümlerinin alındığı türden çalışmalar, doğrusal olmayan modeller kapsamında incelenebilmektedir.

Yapısal eşitlik modellemelerinin analizlerinde yaklaşık 30 yıl öncesine kadar LISREL kullanılan tek program iken son yıllarda Amos, CALIS, EQS, Mplus gibi birçok program, modellerin test edilmesinde yaygın bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır (Kline, 2005). Bu programların arasında son 10 yılda kullanımı giderek yaygınlaşan Mplus programı, çok sayıda farklı modelin test edilmesine olanak sağlaması ve kolay kullanılabilen bir program ara yüzüne sahip olması özellikleriyle ön plana çıkmaktadır (Raykov ve Marcoulides, 2006). Özellikle kovaryans yapılarına ek olarak ortalama yapılarının da incelendiği modellerde Mplus diğer programlara kıyasla çok daha anlaşılabilir ve sade bir program diline sahiptir. Bu özellikleri göz önünde bulundurulduğunda Mplus programının kullanımının yaygınlaşmasının yapılacak araştırmalara katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

#### Kaynakça

- Bollen, K. A. ve Curran, P. J. (2006). *Latent curve models: A structural equation perspective*. New Jersey: A John Wiley & Sons, Inc., Publication.
- Byrne, B. M. ve Stewart, S. M. (2006). The MACS approach to testing for multigroup invariance of a second – order structure: A walk through the process. *Structural Equating Modeling, 13, 2, 287-321*.
- Cacioppo, J. T., Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkley, L. C., & Thisted, R. A. (2006). Loneliness as a specific risk factor for depressive symptoms: Cross sectional and longitudinal analyses. *Psychology and Aging, 21, 140-151*.
- Chan, D. (1998). The conceptualization and analysis of change over time: An integrative approach incorporating longitudinal means and covariance structures analysis (LMACS) and multiple indicator latent growth modeling (MLGM). *Organizational Research Methods, 1, 421-483*.
- Chan, D. ve Schmitt, N. (2000). Interindividual differences in intraindividual changes in proactivity during organizational entry: A latent growth modeling approach to understanding newcomer adaptation. *Journal of Applied Psychology, 85, 190-210*.
- De Fraine, B., Van Damme, J., & Onghena, P. (2007). A longitudinal analysis of gender differences in academic self-concept and language achievement: A multivariate multilevel latent growth approach. *Contemporary Educational Psychology, 32, 132-150*.
- Duncan, S. C. ve Duncan, T. E. (1996). A multivariate latent growth curve analysis of adolescent substance use. *Structural Equation Modeling, 3, 323-347*.
- Duncan, S. C., Duncan, T. E., & Hops, H. (1996). Analysis of longitudinal data within accelerated longitudinal designs. *Psychological Methods, 1, 236-248*.
- Duncan, S. C., Duncan, T. E., & Strycker, L. A. (2006). *An introduction to latent variable growth curve modeling: Concepts, issues, and applications*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Farrell, A. D., Sullivan, T. N., Esposito, L. E., & Meyer, A. L. (2005). A latent growth curve analysis of the structure of aggression, drug use, and delinquent behaviors and their interrelations over time in urban and rural adolescents. *Journal of Research on Adolescence, 15, 179-204*.
- Ferrer, E., Balluerka, N., & Widaman, K. F. (2008). Factorial invariance and the specification of the second-order latent growth models. *Methodology, 4, 22-36*.
- Ingels, S. J., Dowd, K. L., Baldridge, J. D., Stipe, J. L., Bartot, V. H., & Frankel, M. R. (1994). *National education longitudinal study of 1988, second follow-up: Student component data file user's manual* (Report No. NCES 94-374). Washington, DC: U.S. Dept. of Education, Office of Educational Research and Improvement.
- Jones, C. J. ve Meredith, W. (1996). Patterns of personality change across the life span. *Psychology and Aging, 11, 57-65*.

- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Lance, C. E., Vandenberg, R. J., & Self, R. M. (2000). Latent growth models of individual change: The case of newcomer adjustment. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 83, 107-140.
- Lawrence, F. R. ve Hancock, G. R. (1998). Assessing change over time using latent growth modeling. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 30, 211–224.
- Li, F. ve Acock, A. C. (1999). Latent curve analysis: A manual for research data analysis. Presented at the National Council on Family Relations, Irvine, CA.
- McArdle, J. J. (1988). Dynamic but structural equation modeling of repeated measures data. In J. R. Nesselroade ve R. B. Cattell (Eds.), *Handbook of multivariate experimental psychology* (2nd ed., pp. 561-614). New York: Plenum.
- McArdle, J. J. ve Aber, M. S. (1990). Patterns of change within latent variable structural equation models. In A. von Eye (Ed.), *Statistical methods in longitudinal research* (1st ed., pp.151-224). Boston: Academic Press.
- McArdle, J. J. ve Anderson, E. (1990). Latent growth models for research on aging. In J. E. Birren ve K. W. Schaie (Eds.), *Handbook of the psychology of aging* (3rd ed., pp. 21-44), San Diego: Academic Press.
- McArdle, J. J., Hamagami, F., Ellias, M. F., & Robbins, M. A. (1991). Structural modeling of mixed longitudinal and cross-sectional data. *Experimental Aging Research*, 17, 29-52.
- McArdle, J. J., Prescott, C. A., Hamagami, F., & Horn, J. L. (1998). A contemporary method for developmental-genetic analyses of age changes in intellectual abilities. *Developmental Neuropsychology*, 14, 69-114.
- McCoach, D. B., O'Connell, A. A., Reis, S. M., & Levitt, H. A. (2006). Growing readers: A hierarchical linear model of children's reading growth during the first 2 years of school. *Journal of Educational Psychology*, 98, 14-28.
- Mellenbergh, G. J. (1989). Item bias and item response theory. *International Journal of Educational Research*, 13, 127-143.
- Meredith, W. (1993). MI, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543.
- Meredith, W. ve Millsap, R. E. (1992). On the misuse of manifest variables in the detection of measurement invariance. *Psychometrika*, 57 (2), 289-311.
- Millsap, R. E. (2008). Introduction to the special issue on growth models for longitudinal data in educational research. *Educational Research and Evaluation*, 14, 283-285.
- Muthén, B. (1991). Multilevel factor analysis of class and student achievement components. *Journal of Educational Measurement*, 28, 338-354.
- Muthén, L. K. ve Muthén, B. O. (2007). *Mplus User's Guide*. Fifth Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Muthén, L. K. ve Muthén, B. O. (2002). How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 599-620.
- Muthén, L. K. ve Muthén, B. O. (2008). *Mplus (Version 5.1)* [Computer software]. Los Angeles: Muthén, ve Muthén.
- Ployhart, R. E. ve Hakel, M. D. (1998). The substantive nature of performance variability: Predicting interindividual differences in intraindividual performance. *Personnel Psychology*, 51, 859-901.
- Rao, C. R. (1958). Some statistical methods for the comparison of growth curves. *Biometrics*, 14, 1-17.

- Raykov, T. (1992). Structural models for studying correlates and predictors of change. *Australian Journal of Psychology*, 44, 101-112.
- Raykov, T. (1993). A structural equation model for measuring residualized change and discerning patterns of growth or decline. *Applied Psychological Measurement*, 17, 53-71.
- Raykov, T. (1994). Studying correlates and predictors of longitudinal change using structural equation modeling. *Applied Psychological Measurement*, 18, 63-77.
- Raykov, T. (1999). Are simple change scores obsolete? An approach to studying correlates and predictors of change. *Applied Psychological Measurement*, 23, 120-126.
- Raykov, T. ve Marcoulides, G. A. (2006). *A first course in structural equation modeling*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Sayer, A. G. ve Cumsille, P. E. (2001). Second-order latent growth models. In L. M. Collins ve A. G. Sayer (Eds.), *New methods for the analysis of change* (1st ed., pp. 179-200). Washington, DC: American Psychological Association.
- Shapka, J. D., Domene, J. F., & Keating, D. P. (2006). Trajectories of career aspirations through adolescence and young adulthood: Early math achievement as a critical filter. *Educational Research & Evaluation*, 12, 347-358.
- Shevlin, M. ve Millar, R. (2006). Career education: An application of latent growth curve modeling to career information-seeking behavior of school pupils. *British Journal of Educational Psychology*, 76, 141-153.
- Tucker, L. R. (1958). Determination of parameters of a functional relation by factor analysis. *Psychometrika*, 23, 19-23.
- Vandenberg, R. J. ve Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-69.
- Vandenberg, R. J. ve Self, R. M. (1993). Assessing newcomers' changing commitments to the organization during the first 6 months of work. *Journal of Applied Psychology*, 78, 557-568.
- Walker, A. J. Jr., Acock, A. C., Bowman, S. R., & Li, F. (1996). Amount of care given and care giving satisfaction: A latent growth curve analysis. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, 3, 130-142.
- Welch, G.W. (2007). *Model fit and interpretation of non-linear latent growth curve models*. Unpublished dissertation thesis, University of Pittsburg.
- Willett, J. B. ve Sayer, A. G. (1994). Using covariance structure analysis to detect correlates and predictors of individual change over time. *Psychological Bulletin*, 116, 363-381.
- Willett, J. B. ve Sayer, A. G. (1996). Cross-domain analyses of change over time: Combining growth modeling and covariance structure analysis. In G. A. Marcoulides ve R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques* (pp. 125-157). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Wu, A. D., Li, Z. ve Zumbo, B. D. (2007). Decoding the meaning of factorial invariance and updating the practice of multi-group confirmatory factor analysis: A demonstration with TIMSS data. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 12, 1-26.

Ek-1. İkinci derece ÖGM için parametre tahminlerine ilişkin standardize edilmemiş sonuçlar