

MUĞLA SITKI KOÇMAN ÜNİVERSİTESİ YAYINLARI



ÇOK DÜZEYLİ MODELLER

SPSS ve HLM Uygulamaları



Faruk ŞAHİN

ÇOK DÜZEYLİ MODELLER: SPSS ve HLM Uygulamaları

Prof. Dr. Faruk ŞAHİN

MUĞLA
2021

“Bu eserin dil ve bilim bakımından sorumluluđu yazarına aittir.”

“© 2021, Muđla Sıtkı Koçman Üniversitesi”,
Tüm Hakları Saklıdır.

Yayın Kodu

7009 YK 21 001 139

ISBN

978-605-4397-80-8

Son kullanıcılar, telif hakkı yasaları çerçevesinde,
bu çalışmayı çevrimiçi olarak okuyabilir, indirebilir, yazdırabilir.
Atıf göstermek şartı ile bireysel olarak kopyalayabilir.

“Hiçbir şekilde ticari amaçla çođaltılamaz, dağıtılamaz, kaynak göstermeden alıntı yapılamaz.”

Tasarım & Dizgi: Kürşad ERİŐTİ

CIP Data

Őahin, Faruk
Çok Düzeyli Modeller: SPSS ve HLM Uygulamaları/Faruk Őahin.-
Muđla: Muđla Sıtkı Koçman Üniversitesi, 2021.
VII, 185 sayfa ; 30 cm.

ISBN 978-605-4397-80-8

1. Sosyal bilimler -- İstatistiksel yöntemler 2. SPSS (Bilgisayar sistemi) 3. Regresyon analizi
HA32 .Ő335 2021

Atıfta bulunmak için:

Őahin, F. (2021). Çok Düzeyli Modeller: SPSS ve HLM Uygulamaları. Muđla: Muđla Sıtkı Koçman Üniversitesi Yayınları

ÖNSÖZ

Sosyal bilim verileri tipik olarak çok düzeylidir: Öğrenciler sınıflar içerisinde, işgörenler departmanlar veya firmalar içerisinde, insanlar bir semt içerisinde yaşarlar. Çok düzeyli verilerin yaygınlığına rağmen, bazı nedenlerden dolayı veri analizi yöntemlerinin geleneksel olarak tek bir düzeye odaklandığını söylemek yanlış olmaz. Ancak, çok düzeyli modelleme, 1980'lerin sonlarından itibaren eğitim, davranış, sağlık ve sosyal bilim disiplinlerinde hiyerarşik veri analizinde belirgin bir şekilde kullanılmaya başlanan bir tekniğe dönüşmüştür.

Bu kitabın amacı, okuyuculara, veri analizlerinde sık kullanılan bir yazılım olan IBM SPSS ile HLM yazılım paketini kullanarak çok düzeyli modellemenin yürütülmesi için detaylı temel bir kaynak sağlamaktır. Bazen hiyerarşik doğrusal modelleme olarak adlandırılan çok düzeyli modelleme, araştırmacının birden çok düzeyde toplanan verileri hesaba katmasına olanak tanıyan güçlü bir araçtır. Çok düzeyli modellemeye aşina olmayan okuyucular olabilir, onlar için bu kitabın amacı, sahip oldukları veriler hakkındaki düşüncelerini yeniden sorgulamalarını sağlamak ve o verilerden elde edilebilecek bulguların farklı olabileceğini anlamalarını hatırlatmaktır. Çok düzeyli modellemeye bir şekilde aşina olanlar - *en azından regresyon bilenler* - için, bu kitap çok düzeyli modellemeler hakkında temel bir bilgi sağlayarak bazı katkılar sağlayacağı düşünülmektedir.

Yıllarca lisansüstü düzeyde verdiğim derslerde edinilen tecrübeler ve çok düzeyli yaklaşımı kullanan çalışmalarına dayanarak, burada bir 'nasıl yapılır' kitabı formatı benimsenmeye çalıştım. Esasen, amaç, okuyucuların IBM SPSS ve HLM yazılımlarını kullanarak farklı türde çok düzeyli modelleri oluşturmalarına, analiz etmelerine ve çıktıları yorumlamalarına yardımcı olmaktır. Başka bir ifadeyle, okuyuculara çok düzeyli modellemede kendi araştırmaları için başlangıç noktası olarak hizmet edecek bir rehber kitap sunmaktır. Kitabın ilk bölümünde çok düzeyli modelleri tanıtıcı bilgilere yer verilmiştir. İkinci bölümde çok düzeyli bir veri seti nasıl olması gerektiği IBM SPSS yazılımı üzerinde gösterilmiştir. Çok düzeyli veri analizi ise üçüncü bölümde IBM SPSS yazılımı ile; dördüncü bölümde ise HLM yazılımı ile uygulamalı olarak gösterilmiştir.

Teşekkür

Bu kitabın geliştirilmesinde önemli rol oynayanları unutmamak gerekir. Özellikle kitabın taslak halini okuyup değerlendirenlere teşekkür etmek istiyorum: Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi'nden Prof. Dr. Fatih Çetin ve Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi'nden Prof. Dr. Serkan Çiçek değerli geri bildirimler de bulundular; onlara teşekkür ediyorum. Ayrıca, kitabın ikinci ve üçüncü bölümünde analiz işlemine tabi tutulan veri seti Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) izin alınarak kullanılmıştır. 2012 Yaşam Memnuniyeti Araştırmasına ait mikro veri setini paylaştığı için TÜİK'e teşekkür ediyorum.

Son olarak, kitap yazımında, destek ve yardımlarından dolayı aileme teşekkürlerimi sunuyorum.

Faruk Şahin
Muğla, 2021

Değerli Aileme ...

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	III
ÇOK DÜZEYLİ ANALİZE GİRİŞ	2
1.1. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZİN KISA BİR TARİHİ	3
1.1.1. Ayrıştırma (disaggregation)	3
1.1.2. Kümeleştirme (aggregation)	5
1.2. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZ NEDİR?	8
1.3. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZİN UYGULAMA ALANLARI	10
1.3.1. Saha Araştırmaları	10
1.3.2. Tekrarlı Ölçümler	11
1.4. ÇOK DÜZEYLİ MODELLEMeye NEDEN İHTİYAÇ DUYULMAKTADIR?	12
1.5. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZE TEORİK BİR BAKIŞ	14
1.5.1. Teorik Düzey	16
1.5.2. Ölçüm Düzeyi	17
1.5.3. Analiz Düzeyi	19
1.6. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZİN TEMEL İLKELERİ	20
1.6.1. Grup İçi Korelasyon	23
1.6.2. Çok Düzeyli Modellerin Formulasyonu	26
1.6.3. Çok Düzeyli Modeller	27
1.6.4. Sabit ve Tesadüfî Etkiler	30
1.6.5. Merkezileştirme	31
1.6.6. Örneklem Büyüklüğü	35
1.7. BÖLÜM ÖZETİ	37
ÇOK DÜZEYLİ VERİ SETİ HAZIRLAMA	39
2.1. VERİ SETİ NASIL OLMALIDIR?	39
2.2. DOSYA DÜZENİ	40
2.3. IBM SPSS'TE VERİ DÜZENLEMeye İLİŞKİN KOMUTLAR	42
2.3.1. 'Recode' komutu	43
2.3.2. 'Compute' komutu	47
2.3.3. 'Merge files' komutu	50
2.3.4. 'Aggregate' komutu	55
2.3.5. 'Varstocases' komutu	57
2.4. BÖLÜM ÖZETİ	61

IBM SPSS İLE ÇOK DÜZEYLİ VERİ ANALİZİ	63
3.1. İKİ DÜZEYLİ MODEL OLUŞTURMA	63
3.2. ARAŞTIRMA SORUNSALI	64
3.3. VERİ SETİ	64
3.4. İŞLEM STRATEJİSİ	66
3.5. DEĞİŞKENLERİ MERKEZİLEŞTİRME	67
3.6. IBM SPSS İLE ÇOK DÜZEYLİ VERİ ANALİZİ	69
3.6.1. Birinci Adım: Koşulsuz veya Boş Model (unconditional, unconstrained, null model)	69
3.6.2. İkinci adım: Birinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Level 1 Random Intercept Model)	78
3.6.3. Üçüncü adım: İkinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Level 2 Random Intercept Model).	86
3.6.4. Dördüncü adım: İkinci düzey tesadüfi kesişim ve eğim modeli	93
3.6.5. Beşinci adım: Etkileşimsel model (interaction model).	101
3.7. BÖLÜM ÖZETİ	108
HLM ile Çok Düzeyli Veri Analizi	110
4.1. HLM YAZILIMI	110
4.1.1. HLM'nin Özellikleri	111
4.1.2. HLM'nin Kapasitesi	111
4.2. HLM'DE İKİ DÜZEYLİ MODEL OLUŞTURMA	112
4.3. ARAŞTIRMA SORUNSALI	112
4.4. VERİ SETİ	114
4.4.1. HLM'de Kullanılacak Veri Dosyası Özellikleri	116
4.4.2. HLM'de Veri Girişi	117
4.5. İŞLEM STRATEJİSİ	121
4.6. HLM İLE ÇOK DÜZEYLİ VERİ ANALİZİ	122
4.6.1. Birinci Adım: Koşulsuz veya Boş Model (unconditional, unconstrained, null model)	122
4.6.2. İkinci adım: Birinci düzey tesadüfi kesişim modeli	129
4.6.3. Üçüncü adım: İkinci düzey tesadüfi kesişim modeli	138
4.6.4. Dördüncü adım: Tesadüfi kesişim ANCOVA modeli	144
4.6.5. Beşinci adım: Etkileşimsel model	152
4.7. BÖLÜM ÖZETİ	162
KAYNAKÇA	164
Çok Düzeyli Analiz için Raporlama Kılavuzu	175
Veri yapısı	175
Merkezileştirme	175
Model denklemleri	175

Betimsleyici istatistikler	175
Model analizlerin raporlanması	176
Çok Düzeyli Modelleme Çalışması Raporlamasında Dikkat Edilmesi Gereken Hususlar	176
Çok Düzeyli Analiz için Terimler Sözlüğü	179
Ki-Kare (χ^2) Dağılım Tablosu	184



BÖLÜM 1

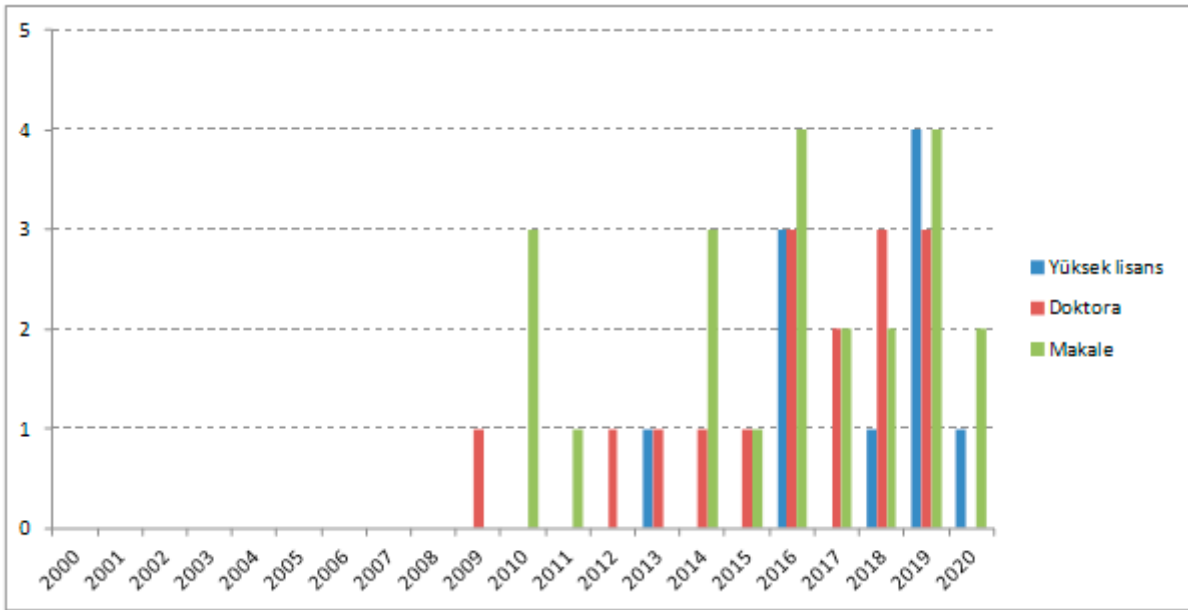
Çok Düzeyli Analize Giriş



*“Hiyerarşilerin var olduğunu bildiğinizde, her yerde onları görürsünüz”
(Kreft & de Leeuw, 1998)*

ÇOK DÜZEYLİ ANALİZE GİRİŞ

Ülkemizde çok düzeyli veri analizinin bilinirliği ve uygulaması son 10 yılda hızla artmıştır. Ulusal Tez Merkezi'nde ve DergiPark'ta yapılan basit bir arama sonucunda, yayımlanmış bilimsel çalışmalarda çok düzeyli veri analizini uygulayanların sayısı Şekil 1.1'de görmektesiniz. Ülkemizde, son yıllar içerisinde bu analiz türünün uygulanmaya başlanmasını ve artmasını gözlemlememize rağmen, yabancı literatürde bu analiz türü 1990'lı yıllardan itibaren artan bir şekilde kullanılmaktadır (Bingenheimer & Raudenbush, 2004; Costa vd., 2013).



Şekil 1.1. Çok düzeyli analiz kullanılarak yayımlanan bilimsel çalışmaların sayısı

Çok düzeyli analiz hakkında literatürde terim veya ifadelendirme tutarlılığı olmaması nedeniyle karışık bir görünüm ortaya çıkmış olabilir. Ancak ilerleyen kısımlarda söz edeceğimiz üzere; çok düzeyli analiz veya çok düzeyli modelleme, hiyerarşik doğrusal modelleme, karma etki analizi / modelleme veya tesadüfî etki analizi / modelleme aslında benzer analiz tekniğine işaret etmektedir ve çoğu durumda tüm bu farklı terimler tamamen aynı esaslar üzerinde durmaktadır. Kitabımızda, bu farklı ifadeler arasında “çok düzeyli analiz” ifadesini kullanacağız.

Bu bölümde; çok düzeyli analiz hakkında temel kavramlara ve açıklamalara değineceğiz. Bir zamanlar sadece uzmanların kullanabildiği çok düzeyli analiz tekniği, bu konuda yazılımların (HLM, SAS, IBM SPSS gibi) ortaya çıkması ve gelişmeleriyle birlikte artık araştırmacıların oldukça pratik bir şekilde uygulayacağı hale gelmiştir. İşte bu bölümde, çok düzeyli analiz tekniğini kullanmak isteyenler için, konunun esaslarına gerekli olduğu kadar değineceğiz.

1.1. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZİN KISA BİR TARİHİ

Kümelenmiş verilerin hiyerarşik düzeyleri yaygın olarak görülen bir olgudur (Osborne, 2000; Osborne & Neupert, 2013). Örneğin, eğitim sektöründe veriler genellikle öğrenci, sınıf, okul ve mahalle veya semt düzeylerinde ele alınabilir. Benzer durum, firmalar için de geçerlidir. Firmalar çok düzeyli ve hiyerarşik bir olguyla ele alınabilir. Yani, işgörenler genellikle iş gruplarına veya takımlara yerleştirilir. Takımlar da departmanlar içerisinde yer almaktadır. Departmanlar da bir tesiste faaliyette bulunan firmanın bünyesinde yer almaktadır. Firmalar da ilgili endüstrinin bir unsurudur. Son olarak, endüstriler daha büyük ortamın yani ekonomik çevrenin bir parçasıdır. Hiyerarşiler yaşamın diğer alanlarında da görülebilir. Hiyerarşik verilerin analizi en iyi şekilde hiyerarşiyi açıklayan istatistiksel teknikler kullanılarak gerçekleştirilir, ancak bu tekniklerin geliştirilmesi yakın zamana kadar pek mümkün olmamıştır.

Klasik olarak istatistikte genellikle var olan bir varsayım, gözlemlerin bağımsız olduğu ve normal dağıldığı şeklindedir. Doğrusal regresyon analizinde, normal dağılımda ısrar edemeyiz, çünkü gözlemler beklenen değerden farklılık gösterir. Ancak genellikle gözlemlerin bağımsız olduğu konusunda ısrar etmeye eğilimliyizdir (De Leeuw vd., 2008). Ancak, gerçek yaşamda hiyerarşileri göz ardı edemeyiz. Başlangıçta, sosyal bilim araştırmacıları – ki bunlar arasında eğitim bilimi araştırmacıları ön plandadır – hem bireyler hakkında bilgiyi hem de bu bireylerin ait oldukları gruplar hakkında bilgiyi içerebilecek istatistiksel teknikler aramaya başladılar. Bu işin en zorlu yönlerinden birinin mikro düzeyde ve makro düzeydeki bilgileri tek bir modele entegre etmek olduğunu fark ettiler. Özellikle, eğitim bilimi araştırmacıları, her öğrencinin bir sınıfta olduğunu, her sınıfın bir okulda bulunduğunu ve her okulun da kendine özgü karakteristikleri olan bir yerleşim alanında bulunduğunu hesaba katmak istiyorlardı. Tahmin edeceğimiz üzere hiyerarşide bulunan her bir düzeyde çeşitli yordayıcılar (veya öngörücü) bulunmaktadır, ancak işin zor tarafı tüm bu yordayıcıları uygun bir istatistiksel teknikte veya bir regresyon analizinde birleştirmektir. Hiyerarşik yapıdaki verinin analizinde bu tür güçlüklerin üstesinden gelmek için, başlangıçta, araştırmacılar kümeleme (aggregation) ve ayrıştırma (disaggregation) yollarını deneyip doğrusal regresyon analizini uyguladılar. Ancak bu tür yaklaşımlar değişkenlerin varyanslarının yanlış ayrıştırılmasına, verilerdeki bağımlılıklara ve Tip I hatası yapma riskinin artmasına neden olmuştur (Gill, 2003). Şimdi, bu yaklaşımlara kısaca bir bakalım.

1.1.1. Ayrıştırma (disaggregation)

Ayrıştırma, genellikle bir hiyerarşinin üst düzeyinde yer alan ayrıntılı gözlemlerin daha düşük düzeye ait gözlemler gibi bölünüp indirgenmesidir. Hiyerarşik yapıdaki veriyi ele almada uygulanan bu ayrıştırma yaklaşımı, grup farklılıklarının varlığını göz ardı etmektedir. Değişkenler arasındaki tüm ilişkilerin bağlamdan bağımsız olduğunu ve hiyerarşinin birinci düzeyinde (yani, en alt düzey olan bireysel düzeyde) yer aldığını düşünmektedir. Dolayısıyla ayrıştırma, gruplar arası olası varyasyonun varlığını göz ardı eder (Woltman vd., 2012).

Konunun daha iyi anlaşılması için bir örnek vermek gerekirse; bir araştırmacının farklı firmalarda (düzey-2) bulunan işgörenleri (düzey-1) kapsayan bir çalışma yaptığını varsayalım. Düzey-1'de yer alan işgören performansı üzerinde mesleki tecrübenin etkisi olduğunu varsaydığını düşünelim. Ayrıştırma düzey-2 ve varsa daha yüksek düzeylerde yer alan değişkenlerin düzey-1'e indirgenerek ele alınmasını ifade eder. Bu durumda, aynı firmada bulunan bütün işgörelere firmaya özgü değişkenler (örneğin yönetim tarzı, insan kaynakları uygulamaları) aynı skorla atanır. Ayrıştırma işlemi, üst düzey değişkenleri

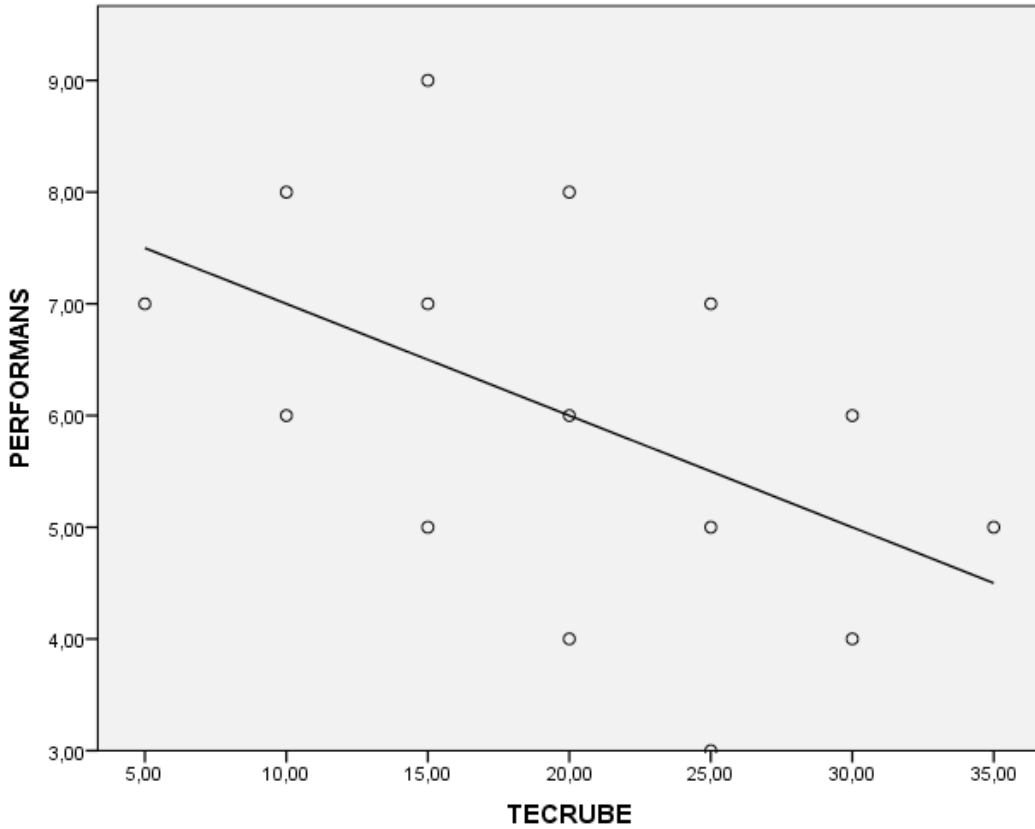
düzyey-1'e getirerek paylaşılan varyansın göz ardı edilmesine ve hataların bağımsızlığı varsayımının ihlal edilmesine neden olur. Örneğimizde yönetim tarzı işgören performansını etkiliyorsa, düzey-1 (işgören) ve düzey-2 (firma) değişkenlerinin bağımlı değişken (işgören performansı) üzerindeki etkileri çözümlenemez. Diğer bir deyişle, aynı firmada çalışmanın işgörenler üzerindeki ayrımı, ayrıştırma yaklaşımı kullanılarak varyans bölümlenirken açıklanamamaktadır. Dolayısıyla, verilerdeki bağımlılıklar düzeltilmeden kalır ve basit regresyon için gerekli olan gözlemlerin bağımsızlığı varsayımı ihlal edilir. Ayrıştırma yaklaşımı kullanıldığında, uygulanan istatistiksel testler sadece düzey-1'deki örneklem büyüklüğüne dayanır ve varyansı yanlış bölümlenme ve yanlış istatistiksel tahminler yapma riskini artırır.

Tablo 1.1. Ayrıştırma yöntemi için örnek bir veri seti ¹

Firma ID (Düzyey 2)	Birey ID (Düzyey 1)	Mesleki Tecrübe (yıl) (Düzyey 1)	Performans (Düzyey 2)
1	1	5,00	7,00
1	2	10,00	8,00
1	3	15,00	9,00
2	4	10,00	6,00
2	5	15,00	7,00
2	6	20,00	8,00
3	7	15,00	5,00
3	8	20,00	6,00
3	9	25,00	7,00
4	10	20,00	4,00
4	11	25,00	5,00
4	12	30,00	6,00
5	13	25,00	3,00
5	14	30,00	4,00
5	15	35,00	5,00

Tablo 1.1'de, hayali bir şekilde oluşturulmuş, farklı firmalarda bulunan işgörelere ait mesleki tecrübe ve performans skorları yer almaktadır. Tablo'da yer alan veriseti ayrıştırma yaklaşımıyla kullanıldığında; mesleki tecrübe ile işgörelerin performansı arasındaki ilişkiyi gösteren grafik Şekil 1.2'de yer almaktadır. Gördüğünüz üzere, yordayıcı değişken (mesleki tecrübe) sonuç değişkeni (işgören performansı) ile negatif yönlü ilişki içerisindedir. Başka bir ifadeyle, ayrıştırma yaklaşımıyla yapılan analiz, ortalama olarak bir işgörenin mesleki tecrübesindeki birim artışların o işgörenin performansının düşmesine neden olduğunu göstermektedir.

1. Bu tabloda yer alan veriseti (Snijders & Bosker, 2011) çalışmasından esinlenerek türetilmiştir.



Şekil 1.2. Ayırıştırma yaklaşımı kullanıldığında tecrübe-performans ilişkisi

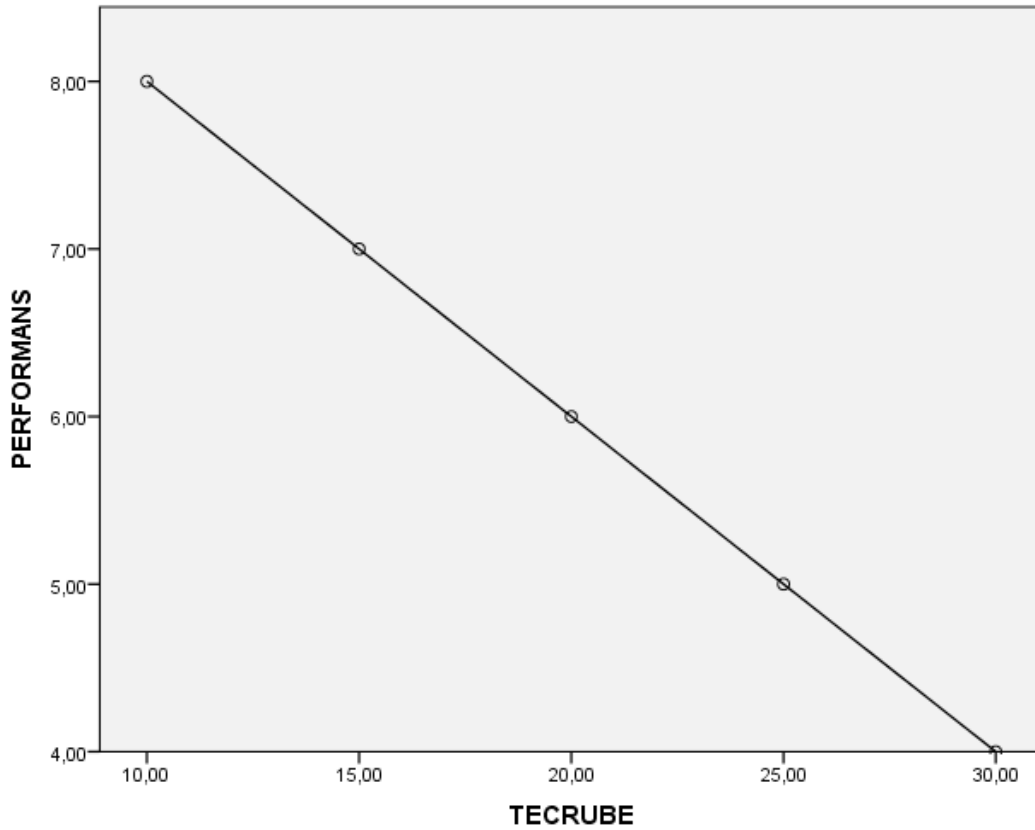
1.1.2. Kümeleştirme (aggregation)

Kümeleştirme, daha yüksek düzeydeki grup farklılıklarını yok saymak yerine, daha düşük düzeydeki bireysel farklılıkları yok sayar. Veri setinde yapılan kümeleştirme işlemi, istatistikî analiz gibi amaçlar doğrultusunda söz konusu verinin ilgili bir grupta toplandığı ve kümelendiği herhangi bir işlemdir. Kümeleştirme işleminde, düzey-1 değişkenleri daha yüksek hiyerarşik seviyelere (örneğin düzey-2) yükseltilir ve bireysel değişkenlik hakkındaki bilgiler kaybolur. Böylelikle, grup içi varyasyon göz ardı edilir ve bireyler homojen varlıklar olarak ele alınır (Gill, 2003). Bir önceki örneğimiz olan işgörenlere ait mesleki tecrübe ve performans ilişkisinde, bu sefer bağımlı değişken, işgören performansı (düzey-1) yerine firmadaki ortalama işgören performansı (düzey-2) olmuş olur. Benzer şekilde, mesleki tecrübe firma ortalaması (düzey-2) şeklinde ele alınır.

Tablo 1.2. Kümeleştirme yöntemi için örnek bir veri seti

Firma ID (Düzyet 2)	Firma Ortalama İşgören Mesleki Tecrübesi (yıl) (Düzyet 2)	Firma Ortalama İşgören Performansı (Düzyet 2)
1	10,00	8,00
2	15,00	7,00
3	20,00	6,00
4	25,00	5,00
5	30,00	4,00

Tablo 1.2'de göreceğiniz üzere, artık işgören düzeyinde (düzey-1) değişkenler söz konusu değildir ve bu nedenle işgören mesleki tecrübesinde ve performansında değişkenlik ölçülemez hale gelir. Kümeleştirme yaklaşımında, düzey-1'de yer alan değişkenlerin ortalamaları alınarak bir üst düzeye ait değişkenmiş gibi ele alınması söz konusudur. Bu yaklaşımın kullanılması, bireysel farklılıklar nedeniyle var olan değişkenliğin yaklaşık olarak % 80 ila % 90'a varan oranlarda kaybolduğu ve sonuçta değişkenler arasındaki ilişkilerin oldukça yanlış bir şekilde gösterilmesine neden olduğu belirtilmektedir (Bryk & Raudenbush, 1992).



Şekil 1.3. Kümeleştirme yaklaşımı kullanıldığında tecrübe-performans ilişkisi

Şekil 1.3'de, kümeleştirme yaklaşımı kullanılarak firma ortalama işgören mesleki tecrübesi ve firma

ortalama işgören performansı arasındaki ilişki gösterilmektedir. Gördüğünüz üzere, yordayıcı değişken (firma ortalama işgören mesleki tecrübesi) sonuç değişkeni (firma ortalama işgören performansı) ile negatif yönlü ilişki içerisinde. Bu negatif yönlü ilişki bize, bir firmanın ortalama işgören mesleki tecrübesindeki birimin artmasının, o firmanın ortalama işgören performansının düşmesini öngördüğünü göstermektedir. Ayrıştırma yaklaşımında da bu iki değişken arasında negatif yönlü ilişki bulunmuştu, ancak kümeleştirme yaklaşımı kullanıldığında bu negatif yönlü ilişkinin eğimin dikliğine bakarak daha kuvvetli olduğu söylenebilir.

Görüldüğü üzere, bireysel düzeydeki değişkenlerin grup düzeyine toplanması (aggregation) ya da grup düzeyindeki değişkenlerin bireysel düzeye ayrıştırılması (disaggregation) yaklaşımların bir şekilde geçici çözüm olduğu ve ciddi bir şekilde yanlılığa yol açabileceği açıktır. Bu tür hatalar, bireysel düzey verilerine dayalı olarak gruplar arasındaki değişkenliğe (veya grup düzeyindeki değişkenler arasındaki ilişkiye) ilişkin çıkarımlar yaparken ortaya çıkar. Ya da, daha genel olarak, daha düşük bir seviyedeki birimler için toplanan verilere dayanarak, daha yüksek bir düzeyde tanımlanan birimler arasındaki değişkenliğe ilişkin çıkarımlarda bulunurken bu hatalar söz konusu olur. Atomistik yanılğı (atomistic fallacy), bireysel düzeyde iki değişken arasındaki ilişkilerin grup düzeyinde ölçülen benzer değişkenler arasındaki ilişkiden farklı olabileceğinden kaynaklanır. Örneğin, yapılan bir çalışma, bireysel düzeyde X ile Y arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu bulabilir. Bu bulgudan hareketle, ülke düzeyinde, X'in artmasının Y'nin artmasıyla ilişkili olduğu sonucuna varılırsa, araştırmacı atomistik yanılığına kapılmış olabilir, çünkü ülke düzeyinde, bireysel düzeyde yer alan X ve Y negatif yönlü ilişki içerisinde olabilir (Diez, 2002). Ekolojik yanlılık (ecological fallacy) ise, bireylerin doğası hakkındaki çıkarımlar, o bireylerin ait oldukları grup hakkındaki çıkarımlardan elde edildiğinde oluşan bir hatadır. Ekolojik yanlılık, grup düzeyinde iki değişken arasındaki ilişkilerin, bireysel düzeyde ölçülen benzer değişkenler arasındaki ilişkiden farklı olabileceğinden kaynaklanır. Örneğin bir araştırmacı ülke düzeyinde X ile Y arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu bulabilir. Ancak, bireysel düzeyde de bu ilişkinin olduğu çıkarımlarında bulunursa, o zaman ekolojik yanlılık dediğimiz hata ortaya çıkar (Freedman, 2002).

Yukarıda sözünü ettiğimiz yaklaşımlarla yapılan analizler – *örneğin grup düzeyindeki değişkenleri bireysel düzeydeki regresyonlarda kullanmak gibi*– bağlamsal analiz olarak biliniyordu. Aslında, çok düzeyli analiz, iki ana kolu olan bir akımdır: biri bağlamsal analiz (contextual analysis) diğeri ise karma etkiler modelidir (mixed effects model) (Snijders & Bosker, 2011).

Bağlamsal analiz sosyal bağlamın bireysel davranış üzerindeki etkilerine odaklanan sosyal bilimlerdeki bir gelişmedir. Çok düzeyli analiz tekniğinin ortaya çıkmasından önce, sosyoloji alanındaki araştırmacılar hiyerarşik olarak yapılandırılmış verilerin bağlamsal veya çok düzeyli analizini yapmışlardır. Örneğin, 1950'li ve 1960'lı yıllarda bireysel davranışlar üzerindeki bağlamsal etkileri değerlendirmeye başladılar. Sonraları, 1970'li yıllarda, eğitim alanındaki hiyerarşik verilerin analizinde bağlamsal analiz kullanılmaya başlandı. Bağlamsal analiz, her ne kadar çok düzeyli gözlemleri modellerinde tartışsa da, tahminleri çok düzeyli analiz için uygun en küçük kareler yöntemini kullanarak gerçekleştirdi (Wang vd., 2011). Diğer taraftan, karma etkiler modeli, hem sabit hem de tesadüfi etkilere izin vermek için basit doğrusal modellerin bir uzantısıdır ve özellikle verilerde hiyerarşik bir yapıdan kaynaklanan bağımsızlık olmadığından kullanılır. Karma etkiler modeli, yordayıcı değişkenler olarak sabit ve tesadüfi etkilerin bir kombinasyonunu içerir. 1950'li yıllardan itibaren kullanımı ve gelişimi artan karma etkiler modeli, ilgilenilen her birim üzerinde birden fazla ilişkili ölçümün yapıldığı veya hiyerarşik yapıdaki verilerin bulunduğu birçok disiplinde uygulanmaktadır (Snijders & Bosker, 2011).

Temelleri bağlamsal analize ve karma etkiler modeline dayanan çok düzeyli analiz, 1980'li yılların başından itibaren, hem ilgili istatistiksel teorilerin geliştirilmesi hem de bilgisayar programların ortaya çıkmaya başlamasıyla yükselişe geçmiştir. Örneğin o tarihlerde hiyerarşik yapıdaki verilerin analizinde (örneğin Birleşmiş Milletler Dünya Doğurganlık Araştırmasına ait veri) çok düzeyli modeller uygulanmaya başlanmıştır. Aynı zamanda eğitim bilimleri alanında yapılan öncü çalışmalar (Goldstein, 1987) ile kullanıcı dostu Windows tabanlı bilgisayar programlarının (Bryk & Raudenbush, 1992) ortaya çıkması çok düzeyli modelleri yaygınlaştırmıştır.

1.2. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZ NEDİR?

“Çok düzeyli” terimi, genellikle, gruplar ve onları oluşturan birimleri kapsayan, hiyerarşik veya iç içe geçmiş bir veri yapısına karşılık gelir. Çok düzeyli ifadesi, iç içe geçmiş veri için genel bir terim olarak kullanılır (Hox, 2002). Çok düzeyli analiz “karmaşık değişkenlik örüntülerine sahip hiyerarşik yapıdaki verinin analizi için bir metodoloji” olarak tanımlanmıştır (Snijders & Bosker, 2011). Yani, farklı analiz düzeyleri arasındaki varyans dağılımı teorik olarak uygun olduğunda, çok düzeyli araştırma en iyi seçim olarak gözükmektedir. Çok düzeyli analiz, çok düzeyli veri yapısının farklı düzeylerinde ölçülen değişkenler arasındaki ilişkileri incelemek için kullanılır. Araştırma sorusu, farklı analiz düzeylerinde tanımlanan birimlerdeki yapılar (veya değişkenler) arasındaki nedensellik gibi ilişkilerin incelenmesini gerektirdiğinde çok düzeyli analiz yöntemleri uygundur.

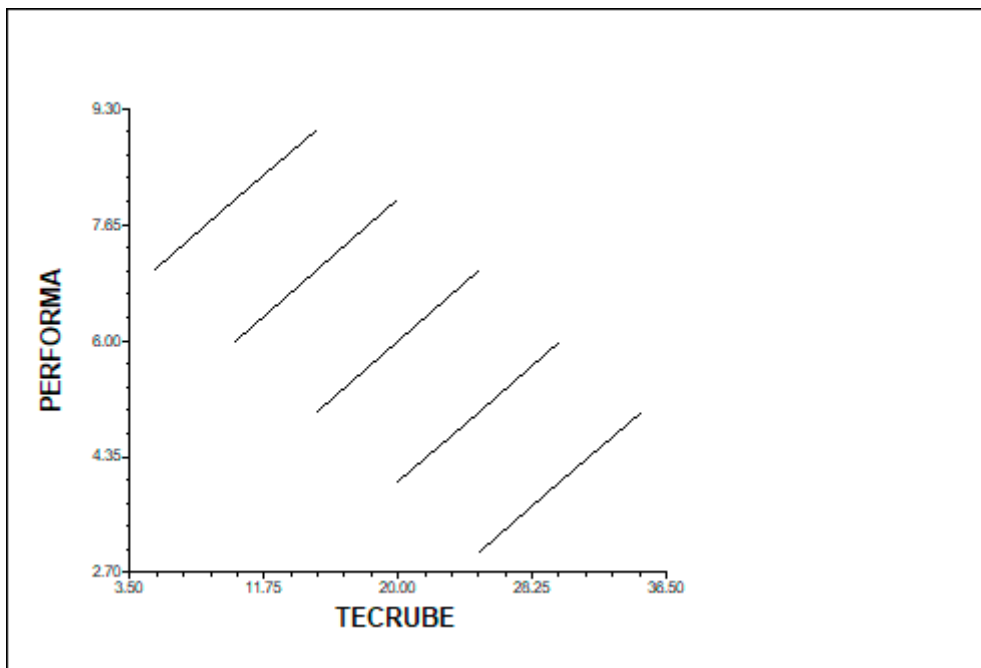
Düzeyler arası (cross-level) araştırmalar “bir [analiz] düzeyindeki değişkenlerin başka bir düzeyde yer alanlar üzerindeki etkisini” inceler (Rousseau, 1985). Bu da haliyle “meso” yaklaşımını gerektirir. Bildiğiniz üzere, sosyal bilimlerde “analiz düzeyi” terimi, bir araştırma hedefinin yerini, büyüklüğünü veya ölçeğini göstermek için kullanılır. Sosyal bilim araştırmaları için üç genel analiz düzeyinden söz edilir: mikro, meso ve makro. Mikro düzeyde, araştırmacılar en küçük etkileşim düzeyini inceler; araştırma örneklemini tipik olarak bireylerdir veya belirli bir sosyal bağlamda yer alan bireylerin oluşturdukları gruplardır. Araştırmacı kuruluşları veya toplulukları araştırdıklarında, bu araştırmalar orta (meso) düzeydedir. Meso düzey analizi, topluluk veya kuruluş (örgüt) gibi mikro ve makro düzeyler arasında kalan bir örneklem büyüklüğünü gerektirir. Makro düzeyde, araştırmacılar sosyal yapıları ve kurumları inceler. Makro düzeyde analizler genellikle büyük bir örneklem üzerinde etkileri olan ekonomik, kültür veya hükümet politikası gibi unsurları ele alır (DeCarlo, 2018).

Gördüğünüz üzere, düzeyler arası bir araştırma “meso” yaklaşımını gerektirir. Meso düzeyli bir araştırma, mikro veya makro düzeyli araştırmanın aksine, “örgütsel bağlamlar ile o örgütün bileşenlerin (bireyler, gruplar gibi) davranışları arasındaki ilişkiyi inceleyen ve bu ilişkilerin sonuçlarının nasıl şekillendirdiğini gösteren” bir araştırma olarak tanımlanabilir (House vd., 1995). Sosyal bilim araştırmaları genel olarak bireyler ile içinde yaşadıkları, çalıştıkları veya öğrendikleri sosyal bağlamlar arasındaki ilişkiyi araştıran problemleri içerir. Bilinen ve varsayılan şudur ki; bireylerin ait oldukları sosyal bağlamlarla etkileşime girmeleri, bireylerin ait oldukları bağlamlardan veya gruplardan etkilendikleri ve bu grupların da bu grubu oluşturan bireylerden etkilendikleri yönündedir. Bu nedenle, meso yaklaşımı, farklı analiz düzeylerinde var olan birimler arasındaki ilişkiyi kuramsallaştırabilen bir yaklaşımdır (Short vd., 2005).

Çok düzeyli analiz, verilerin birden fazla düzeyde (iç içe geçmiş veya hiyerarşik veriler) bulunduğu araştırma tasarımları için uygundur. Sosyal bilim araştırmalarında çok düzeyli analiz birimleri, genellikle,

bağlamsal bir toplulukta (veya grupta) içinde yer alan bireylerdir (Luke, 2004). Önceki örneğimizi hatırlarsanız, bir araştırmacının farklı firmalarda (düzey-2) bulunan işgörenleri (düzey-1) kapsayan bir çalışma yaptığını varsaymıştık. Düzey-1'de yer alan işgören performansı üzerinde mesleki tecrübenin etkisini inceleme amacı olduğunu belirtmiştik. Ayrıştırma ve kümeleştirme yaklaşımı kullanıldığında, mesleki tecrübe ile işgören performansı arasında negatif yönlü bir ilişkinin ortaya çıktığını görmüştük. Çok düzeyli analiz yapıldığında mesleki tecrübe ile işgören performansı arasındaki ilişki Şekil 1.4'te yer almaktadır.

Şekil 1.4'te gördüğünüz üzere her düzey-1 birimi (yani her işgörenin mesleki tecrübesi ve performansı) düzey-2 kümesiyle (yani, o işgörenin firması) tanımlanır. Her düzey-2 kümesinin eğimi (yani, her firmanın eğimi) ayrı olarak tanımlanır ve analiz edilir.



Şekil 1.4. Çok düzeyli analiz yapıldığında tecrübe-performans ilişkisi

Çok düzeyli analiz kullanıldığında, mesleki tecrübe ile işgören performansı arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmak için hem grup içi hem de gruplar arası regresyonlar dikkate alınır. Analiz sonuçları, mesleki tecrübenin düzey-1'deki (yani işgören düzeyinde) işgören performansı ile ilişkili olduğunu, ancak bu eğim etkileri için kesişimlerin düzey-2 faktörlerinden (yani işgören tecrübe-performans ilişkisi firma düzeyi faktörlerden) etkilendiğini göstermiştir. Her ne kadar, ayrıştırma ve kümeleştirme yaklaşımları işgörenin mesleki tecrübesi ile performansı arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu ortaya koysa da, çok düzeyli analiz mesleki tecrübedeki bir birimlik artışın işgören performansını pozitif yönde etkilediğini göstermiştir. Kısaca belirtmek gerekirse; çok düzeyli analiz, hiyerarşik yapıdaki veriler için idealdir ve ilgili düzeylerdeki faktörlerin sonuç üzerindeki etkisini dikkate alır.

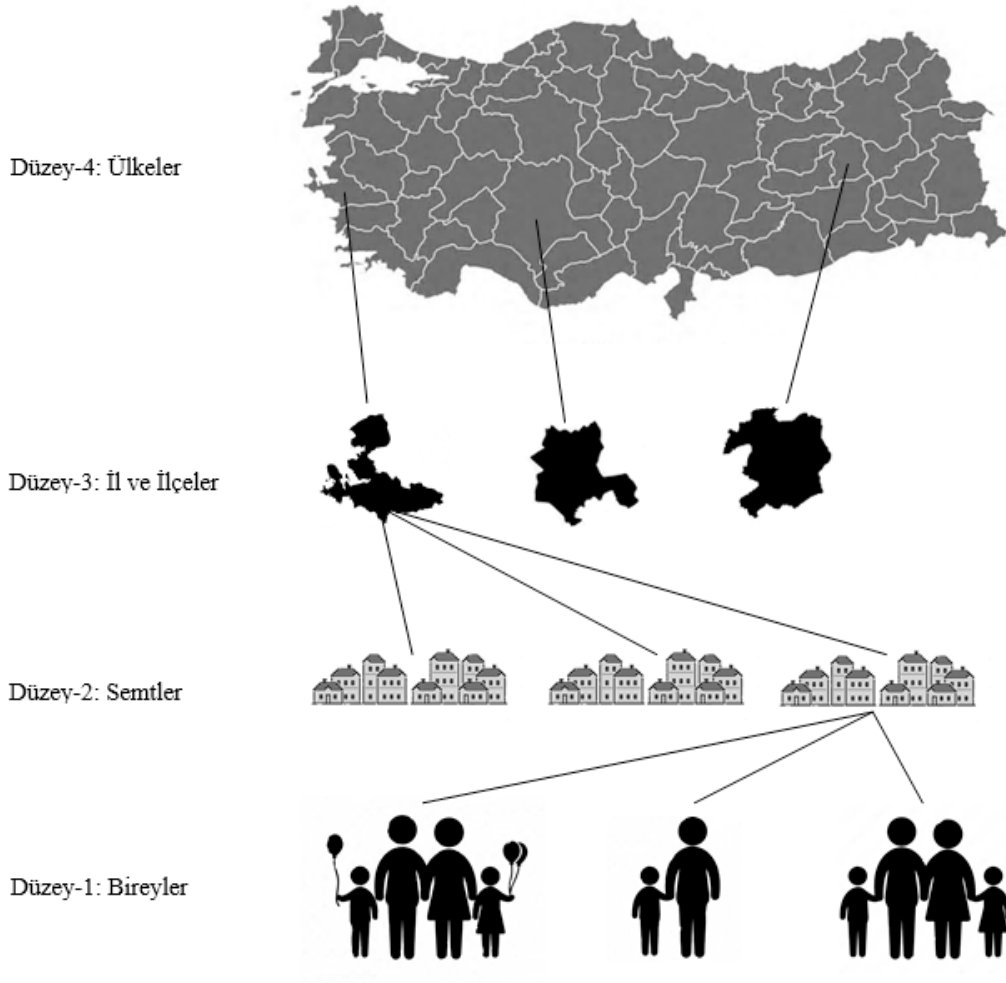
1.3. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZİN UYGULAMA ALANLARI

Çok düzeyli analizin 1980'lerin ortalarında eğitim ve sosyoloji alanında başladığını söyleyebiliriz. Ancak, hiyerarşik veri yapısını yaşamın birçok alanında görebilmekteyiz. Doğal olarak gruplar halinde bulunan bireyler, aynı gruba üyelik nedeniyle bağlamın etkisindedirler. Bu durum, birçok disiplinde üstesinden gelinmesi gereken bir problem olarak ortaya çıkmaktadır. Bununla birlikte hiyerarşik veri seti farklı şekillerde karşımıza çıkabilir (De Leeuw vd., 2008):

1.3.1. Saha Araştırmaları

Birçok araştırmacı yaptıkları saha araştırmalarında homojen bir anakütleden tesadüfi bir şekilde seçilen örneklerden veri elde etmemektedir. Araştırma sorusuna ve anakütlenin niteliğine bağlı olarak önce çeşitli araştırma birimlerine (örneğin tabakalar) sonra daha küçük araştırma birimlerine ulaşılmaktadır. Özellikle büyük saha araştırmaları iç içe geçmiş farklı düzeyleri olan veri seti ile uğraşmaktadır (bakınız Şekil 1.5).

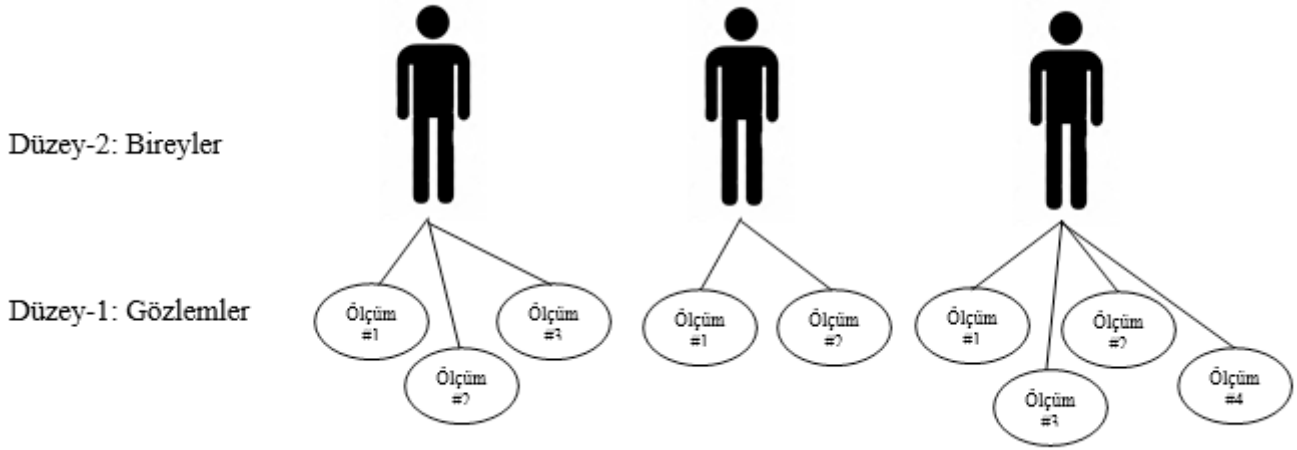
Örneğin Uluslararası Eğitim Başarılarını Değerlendirme Kuruluşu'nun (International Association for the Evaluation of Educational Achievement - IEA) bir projesi olan Uluslararası Matematik ve Bilim Çalışmalarındaki Eğilimler Araştırması (Trends in International Mathematics and Science Study - TIMSS), dünyanın dört bir yanındaki öğrencilerin matematik ve fen bilgilerini uluslararası bir şekilde değerlendirmektedir (Milli Eğitim Bakanlığı, 2019). Katılan öğrenciler ekonomik kalkınma, coğrafi konum ve nüfus büyüklüğü açısından çeşitli eğitim sistemlerinden (ülkeler veya ülkelerin çeşitli birimlerinden) gelmektedir. Saha araştırmalarındaki böylesine karmaşık bir iç içe geçme yapısının nedeni, elbette, analiz birimlerinin bir açıdan farklı olduğu varsayımına dayanmaktadır. Böylesi araştırmalarda gruplar arasındaki heterojenliği çok düzeyli modeller ile modellemek gerekliliği ortaya çıkar.



Şekil 1.5. Çok düzeyli veri yapısı

1.3.2. Tekrarlı Ölçümler

Tekrarlı ölçüm modellerinde, birkaç birey üzerinde bir dizi sabit zaman noktasında çoğaltılan ölçümlerimiz bulunur. Tekrarlı ölçüm verileri için çok düzeyli modellemede, ölçümler vakalar (örneğin bireyler) içine yerleştirilir (bakınız Şekil 1.6). Bu nedenle, düzey-1 birimleri her bir denek için tekrarlanan ölçümlerden oluşur ve düzey-2 birimi bireyler veya vakalardan oluşur. Genellikle sadece tek bir sonuç değişkeni vardır, ancak çok değişkenli sonuçlara yönelik genelleme oldukça basittir. Ayrıca, tüm bireylerin aynı zaman noktalarında ölçülmesine gerek yoktur. Eksik veriler olabilir veya her bir birey farklı zaman noktalarında ölçülebilir.



Şekil 1.6. Tekrarlı ölçümlerde çok düzeyli veri yapısı

Saha araştırması ve tekrarlı ölçümler dışında meta-analiz çalışmaları da çok düzeyli analiz kapsamına alınabilir. Meta-analiz çok düzeyli bir analiz olarak kavramsallaştırılabilir, çünkü etki büyüklükleri çalışmalar içerisine yerleştirilmiştir. Etki büyüklükleri, düzey-1'deki örnekleme varyansı ve büyük olasılıkla düzey-2'deki çalışmalar arasındaki sistematik farklılıklar nedeniyle değişiklik gösterir. Bu nedenle, meta-analiz yapmak için çok düzeyli modeller ve yazılımlar kullanılabilir (Fernández-Castilla vd., 2019).

1.4. ÇOK DÜZEYLİ MODELLEMeye NEDEN İHTİYAÇ DUYULMAKTADIR?

Daniel Courgeau (2003), sosyal bilimlerin doğa bilimleri ile karşılaştırıldığında, tam olarak yapılandırılmış olmaktan uzak olduğunu ve ilgili sosyal yapıda birden fazla düzeyin dikkate alınarak düzeylerin nasıl ilişkilendirilebileceğinin önemli olduğunu vurgulamaktadır. Tek bir denklemleri olan model içinde, bireyler ve içinde yaşadıkları grup veya toplum arasında bir bağlantı kurmak oldukça zordur. Bu anlamda farklı düzeylere ait farklı denklemlerinin kullanımı araştırmacının bilimin bir alanından diğerine geçişine olanak tanır: öğrenciler ve okullar, işgörenler ve firmalar, aileler ve semtler gibi. Bu ilişkiyi görmezden gelmek demek, bireylerin davranışları ve aynı şekilde grupların davranışları hakkında yanlış çıkarımlar elde etmek anlamına gelir. Bu karşılıklı etkilerin kabul edilesiyle, sosyal olguların doğru analizi mümkün olur (Hair Jr. & Fávero, 2019).

Çok düzeyli analiz, adından da anlaşılacağı üzere, verilerinizin farklı düzeylerde yer alıyorsa yani hiyerarşik yapıda ise uygundur. Farklı hiyerarşik düzeylerde ölçülen değişkenler arasındaki ilişkileri ilgilendiren en önemli sorun, çok düzeyli olmalarıdır (Hox vd., 2010). Bu çok düzeyli yapı nedeniyle, tek düzeyli bir analiz hatalı olabilir. Tek düzeyli analiz, her şeyin en düşük düzeyde veya tek bir düzeyde gerçekleştiğini varsayar. Daha önce de belirttiğimiz üzere, bireysel düzeyde yapılan bir analiz, genellikle atomistik yanlılık olarak adlandırılan bir hata olarak, grup düzeyinde önemli etkileri gözden kaçırabilir (Russo, 2009). Benzer şekilde tam tersi durum da geçerlidir; bireysel düzeyde varsayımlarda bulunmak

için grup düzeyinde tek düzeyli bir analiz kullanılması doğru değildir. Çünkü bağlamın etkisini göz ardı etmek, önemli çıkarımları kaçırmamıza neden olabilir. Bireyler gruplar içerisinde belirli bir bağlamdadır ve söz konusu ortak değerleri paylaşma eğilimindedirler. Örneğin öğrencilerin akademik başarısını etkileyen bazı faktörleri keşfetmeye çalıştığımızı varsayalım. Araştırmamıza katılan öğrencilerin birer sınıfta eğitim ve öğretim gördüğünü ve o sınıfların da birer okulda olduğu aşikârdır. Bu örnek araştırmamızda, öğrenci düzeyi (düzey-1) faktörlerinin etkisi ile ilgilenebiliriz (örneğin öğrencilerin ebeveynlerinin sosyoekonomik durumu), aynı zamanda sınıf düzeyi (düzey-2) faktörleri (örneğin öğretim metodu, öğretmen tecrübesi) ve okul düzeyi (düzey-3) faktörleri (örneğin tek cinsiyetli yani erkek ve kız okulları veya karma) araştırmamızda ele almak isteyebiliriz. Çok düzeyli modelleme, bu tür hiyerarşik yapıdaki problemleri düşünmek için yararlı bir çerçeveye sağlar.

Çok düzeyli analizin, diğer geleneksel analizlere kıyasla — örneğin en küçük kareler yöntemi (ordinary least squares - OLS) ile tahmin edilen regresyon modelleri — temel avantajı, verilerin iç içe geçmiş yapısını veya hiyerarşik yapısını hesaba katmasıdır (Hofmann, 1997; Steenbergen & Jones, 2002). Başka bir ifadeyle çok düzeyli analiz, gerek bireyler arasındaki (düzey-1) gerekse bu bireylerin ait oldukları gruplar arasındaki (düzey-2) heterojenlikleri analiz ederek her analiz düzeyinde tesadüfi bileşenler belirlemeyi mümkün kılar (Heck, 2008). Örneğimize dönecek olursak, öğrenci seviyesi (düzey-1) faktörleriyle ilgilensek bile, yine de hiyerarşik yapıyı hesaba katmamız gerekecektir. Örneğin, aynı sınıftaki iki öğrencinin başarı düzeyleri, farklı sınıflardaki iki öğrencinin başarı düzeylerine kıyasla daha benzer olacaktır. Kümelenmeyi göz ardı eden istatistiksel teknikler kullanırsak — örneğin regresyon modelleri — elde ettiğimiz standart hatalar ve güven aralıkları gerçekçi olmayacaktır ve sadece rastgele varyasyona bakarak gerçek etkilerin olduğu sonucuna varabiliriz. Çok düzeyli analiz, aynı gruptaki gözlemlerin bağımsız olmadığı ve dolayısıyla en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilen modellere kıyasla, standart hataların yansız tahminlerini sağladığı için araştırmacılar için doğru ve uygun bir tekniktir. Bununla birlikte, araştırmacılar grup düzeyindeki (düzey-2) değişkenlerin bireysel düzeydeki (düzey-1) etkileri biçimlendirip biçimlendirmede (moderatör analiz gibi) test etmekle ilgilenebilirlerse, çok düzeyli modellerin en uygun seçim olduğu söylenebilir (Steenbergen & Jones, 2002). Çok düzeyli analizin yaptığı bir başka şey, iç içe geçmiş birimler arasında korelasyonlar sağlamaktır. Böylece, aynı düzey-2 birimindeki düzey-1 birimleri ilişkilendirilmesi mümkün olmaktadır.

Çok düzeyli analiz, nedensellik, tahmin ve tanımlayıcı modelleme dahil olmak üzere çeşitli çıkarımsal hedefler için kullanılabilir (Gelman & Hill, 2006).

- Değişen işlem etkileri hakkında bilgi edinme (çok düzeyli analiz, grubtan gruba göre farklılaşan etkileri incelememize olanak tanır),
- Küçük örneklem büyüklüğü olan gruplar için çıkarım yapmak için tüm verileri kullanma (çok düzeyli analiz, karmaşık grup içi tahmin ile grup göstergelerini göz ardı eden regresyon tahminlerini uyumlaştırarak grup ortalamalarının ve grup düzeyinde etkilerin tahminine izin verir),
- Tahmin etme (çok düzeyli analiz, farklı düzeylerde var olan birimler arasında varyasyon olması durumunda, bu veri setinden yola çıkarak tahminde bulunabilmektedir),
- Yapılandırılmış veriyi analiz etme (çok düzeyli analiz, bir veri setindeki tüm düzeylerdeki analiz birimleri için ilgili göstergelerini modele dâhil etmenin doğrudan bir yoludur),
- Regresyon parametreleri için daha etkili çıkarım (çok düzeyli analiz, farklı düzeylerde yer alan

birimler arasındaki değişkenliği dikkate alarak daha doğru tahminler yapabilmektedir),

- Farklı düzeyde yordayıcılar dâhil etme (çok düzeyli analiz, eşzamanlı olarak hem bireysel hem de grup düzeyinde yordayıcıları modele ekleyerek hiyerarşik veriyi çözümlenmede oldukça uyumlu bir yaklaşım sunar),
- Tahmin ve tahmindeki belirsizliğin doğru bir şekilde hesaplanması (tahmin belirsizliğinin doğru bir ölçümünü yapmak için, çok düzeyli analiz sonuç değişkeni ile farklı düzeylerdeki yordayıcılar arasında korelasyonu dikkate alır).

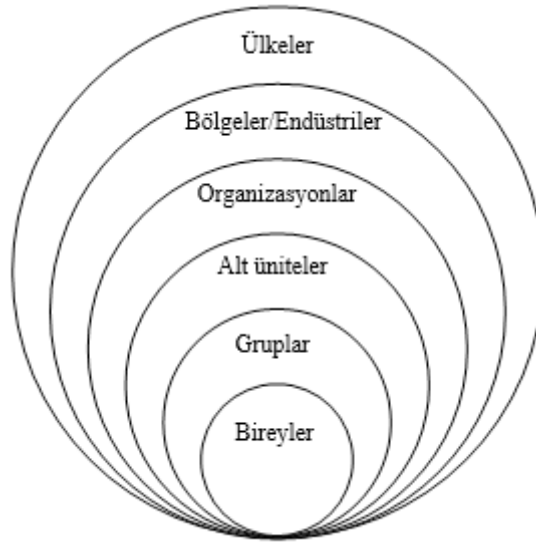
1.5. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZE TEORİK BİR BAKIŞ

1980'li yıllardan itibaren çok düzeyli araştırmalarda hem teorik hem de analitik ilerlemeler sağlandığından söz etmiştik. Bu ilerlemeler, aslında, ilgili disiplinlerde – özellikle sosyoloji, eğitim ve psikoloji – uzun süreler boyunca gelişen tarihsel temeller üzerine inşa edilmiştir (van den Eeden & Hüttner, 1982). Çok düzeyli yaklaşımın altında yatan temel varsayım, sonucun farklı analiz düzeylerinden kaynaklanan etkilerin bir araya gelmesinin ürünü olduğudur (DiPrete & Forristal, 1994; Hitt vd., 2007). Çok düzeyli modelleme teknikleri için öne sürülecek en basit argüman şu şekildedir: Bir araştırmacı olarak üzerinde çalıştığımız şeylerin çoğu doğada çok düzeyli olduğu için, çok düzeyli teorileri ve analitik teknikleri de anlamalıyız. Bunu eğer yapmazsak ciddi sorunlarla karşılaşabiliriz.

Hiyerarşik yapıdaki veri çok düzeyli teorik bir bakışla açıklanabilmelidir. Genel olarak, çok düzeyli modeller gruplandırma ölçütünün açık olmasını ve ele alınan değişkenlerin açık bir şekilde uygun düzeylere atanabilmesini gerektirir (Hox vd., 2017). Aslında, bazı araştırmacılar sosyal bilimlerin doğası gereği uygun düzeyleri belirlemede bazı güçlükler olduğunu tartışmaktadır (Gully & Phillips, 2019). Bu güçlüklerin kaynağı da, sosyal bilimlerde holizm (holism) ve bireysellik (individualism) yaklaşımları arasındaki oldukça geniş bir karşıtlıktan kaynaklanmaktadır (Courgeau, 2003). Holizm ve bireysellik arasındaki ayrım, bir sosyal sistemin iki zıt perspektiften görülebilmesinden ortaya çıkar: Holizm; bütünü, kendisini oluşturan parçaların toplamından daha fazla olduğunu savunarak sosyal bir olguyu veya sistemi onu oluşturan parçaların özelliklerine indirgenemediğini ve belirli özelliklerle donatılmış bir bütünlük olarak ele alınması gerektiğini savunmaktadır. Diğer taraftan bireysellik, insanlığın toplumsal birliklerden değil, bireylerden oluştuğu düşüncesine dayandığını vurgulayarak bütün sosyal olay ve olguların, herhangi bir bireysel üstü faktör içermeden tamamen bireysel kararlarla ve eylemlerle dönüştüğünü varsaymaktadır. İşte, holizm ve bireysellik perspektiflerindeki bu farklılıklar sosyal bilimlerde toplum ve birey arasındaki zıtlıklarda yansımakta ve sonuçta “düzey” kavramını karmaşık bir hale getirmektedir. Genel olarak, bu farklı perspektifler sosyal olay veya olguyu ya makro düzeyde veya mikro düzeyde açıklamaya çalışırlar. Ancak, sosyal bilimlerde bu perspektiflerin ayrı ayrı uygulanışı ekolojik veya atomistik yanlılığa yol açabileceğini de belirtmemiz gerekir.

Hem epistemolojik olarak hem de teknik olarak holizm ve bireysellik perspektifi zıtlıkları bünyelerinde barındırsa da, çok düzeyli düşünmek bu iki perspektifi ilişkilendirmeyi gerektirir. Bu düşünüş, tek bir model çerçevesinde, örneğin, bireyleri içinde yaşadıkları sosyal yapıya bağlayan bir sentez elde etmeyi amaçlamaktadır. Bu amaçla, bir bilimden diğerine değişebilen farklı düzeyler kullanır. Örneğin, eğitim biliminde öğrenci, sınıf ve okul; işletme biliminde işgören, takım/grup ve firma gibi. Bu yaklaşım, bireylerin

bu çeşitli düzeylere göre gruplandırılmasının grubun onu oluşturan bireyler üzerindeki etkisini ve tam tersine bireylerin grubun üzerindeki etkisini olduğunu kabul etmektedir. Bu ilişkilendirmeyi göz ardı etmek, herhangi bir düzeyde sosyal olay veya olguyu açıklamada yetersiz kalacağına inanılmaktadır. Kısaca, çok düzeyli düşünmenin ana teması, sosyal birimlerin iç içe geçmiş düzen ve yapılar da yer aldığıdır (Hitt vd., 2007). Şekil 1.7'de iç içe geçmiş bir sosyal yapıyı görmektesiniz (De Leeuw vd., 2008).



Şekil 1.7. Hiyerarşik bir yapıda düzeylerin gösterimi

Sosyal bilim araştırmaları genellikle birey (örneğin bireysel tutum, davranış ve performans gibi) veya grup düzeyi (örneğin grup uyumu, performansı, çatışması gibi) üzerine odaklanma eğilimi gösterir. Bu husus, diğer sosyal bilimler düzeyleri için de geçerlidir. Eğitim alanından bir örnekle açıklayalım. Ulusal eğitim sistemine karşılık gelen bir sosyal yapı ile kişisel eğitim sürecine karşılık gelen bireysel düzey arasında, farklı düzeylerin yer aldığını görmekteyiz. Söz konusu ilk düzeyde öğrenciler bulunurken, diğer düzey ise sınıftaki öğretmen(ler) ile öğrencilerin başarısında veya başarısızlığında önemli bir rol oynayabildiği sınıfları kapsar. Doğaldır ki, bireysel düzeyde bazı karakteristikler (örneğin genel yetenek gibi) bir öğrencinin başarısında veya başarısızlığında etkili olabilmektedir. Benzer husus ikinci düzey içinde geçerlidir. Bazı öğretmenler, örneğin tüm öğrencileri aynı başarı seviyesine yükseltmeye çalışarak sınıfa bir bütün olarak odaklanabilir. Bunun yerine, diğer öğretmenler zayıf öğrencileri göz ardı ederek en iyi olanların daha yüksek başarı elde etmesine izin verebilir ve böylece öğrenciler arasındaki başarı farklılıklarını genişletebilir. Diğer düzeyler de öğrenci başarısında veya başarısızlığında önemli bir rol oynar (örneğin okulun kamu veya özel olup olmadığı gibi). Böylece, hiyerarşik bir yapı içerisinde çeşitli düzeylerde öğrencilerin davranışları üzerinde çeşitli etkiler yaratabilecek faktörler belirleyebiliriz (Bryk & Raudenbush, 1992; Hox vd., 2017).

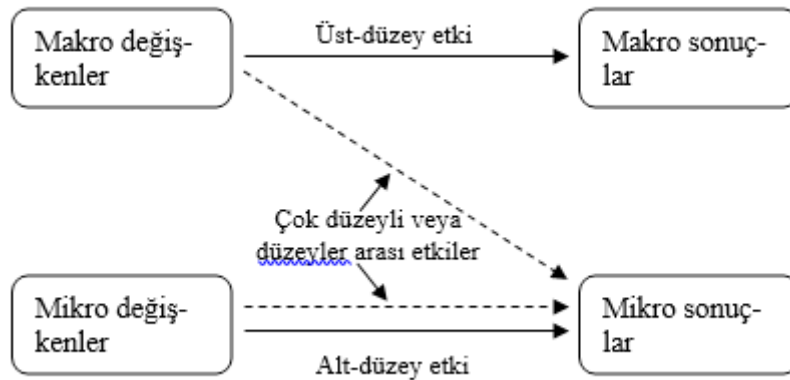
Gerçekte, düzey sınırları bazen bulanık ve biraz keyfi olabilmektedir. Araştırmacı için söz konusu düzeylere değişkenleri ataması her zaman kolay olmamaktadır. Araştırmacılar çalışmalarının teorik temellerini ayrıntılı bir şekilde dile getirme konusunda dikkatli olmalıdırlar. Çok düzeyli araştırmalarda, düzeylerin belirlenmesi, düzeylerdeki birimlerin grup üyeliği ve söz konusu düzeylerde ele alınan yapıların işletimselleştirilmesi ile ilgili kararlar bir dizi teorik varsayımı içerir (Klein & Kozlowski, 2000). Rousseau (1985), araştırmacıların, çalışmalarına dahil ettikleri yapılar için teori, ölçüm ve analiz düzeylerini aynı anda

dikkate almaları gerektiğini savunarak, oldukça yararlı bir çerçeveye sunmaktadır. Şimdi bu rehber nitelikteki önerileri üç alt başlıkta ele alalım (Hitt vd., 2007).

1.5.1. Teorik Düzey

Teorik düzey, genellemelerin uygulanması gereken odak düzeyi ifade eder. Teorik düzeyin temel bir özelliği odak birimi kavramıdır. Odak birimleri, araştırmacının genelleme yapmak istediği birimlerdir (örneğin, bireyler, gruplar, organizasyonlar gibi). Bireyler ve kümeler arasındaki ayrımı yapmak nispeten kolaydır, ancak bir kümenin bittiği ve diğerinin başladığı kesin bir sınırı tanımlamak daha zor olabilir (örneğin gruplar). Eğitim alanında (Goldstein, 2011) öğrenciler, sınıflar ve okullar; işletme alanında (Bliese vd., 2007; Hitt vd., 2007; Luke, 2004) işgören, çalışma takımları/bölmeler ve firma şeklinde karşımıza çıkan hiyerarşik yapıda odak birimleri belirleme de herhangi bir belirsizlik yoktur. Ancak araştırmacılar, odak birimlerini belirlerken bazı belirsizlikler yaşayabilirler. Bu durumda şu soruları gözden geçirmesi gerekir (Hitt vd., 2007). “Paylaşılan” bir amacı olduğu sonucuna varması için bir grubun üyeleri arasında ne kadar anlaşma olması gerekir? Bir grubun üyeliği “sağlam” olarak değerlendirilmesi için ne kadar istikrarlı olmalıdır? Bir grubu tanımlamada gerekçelendirmek için hangi türden, hangi üyelerden hangi orana kadar, ne kadar karşılıklı bağımlılık yeterlidir? Her ne kadar, bu soruları akılda bulundurarak bir teorinin odak birimlerini tanımlamak zor olsa da, çok düzeyli bir teorinin yeterliliği, bu işlemlerin ve gerekçelendirmelerin ne kadar iyi yapıldığına bağlıdır. Genel olarak odak birim tanımlaması zaman belirten bilgileri içermesi gerekir (belirli bir formda –odak birim– ne kadar süre için var) ve birimler arasındaki ilişkiler belirli dönemlerde üyelik açısından belirtmelidir (Goldstein, 2003). Bunun boylamsal çalışmalarda olduğu gibi birçok durumda kesitsel araştırma tasarımları için de geçerlidir.

Genelleme yapmak için araştırmacı bir odak birimi tanımladıktan sonra, çok düzeyli bir teori geliştirme işlemine geçebilir. Yani, düzeylerin ve düzeylerde yer alan yapıların birbirleriyle nasıl ve hangi süreçler aracılığıyla ilişkili olduğu konusunda tahminler yapabilir. Şekil 1.8, çok düzeyli bir teoride düzeyler arasındaki olası ilişkileri gösteren basitleştirilmiş iki düzeyli bir modeli göstermektedir.



Şekil 1.8. Farklı düzeyler arasındaki ilişkiler

Araştırmacılar olarak, çok düzeyli araştırmaları tekil bakış açısıyla açıklayamadığımız bir takım sosyal

olay veya olguları anlamak için yapıyoruz. Bu yöntemin doğasında, nedensellik veya nedensel sistemleri anlamak veya “neden” sorusuna yanıt bulma çabası vardır (Gully & Phillips, 2019). Bu maksatla, bu çok düzeyli modellerimizde yer alan faktörlerinin olası etkilerini nedensellik kapsamında inceleyen, test eden ve birleştiren bir teori oluşturmak önem arz etmektedir. Bunu göz ardı edersek oldukça yanıltıcı sonuçlar elde edebiliriz, çünkü bağlamı anlamadan tasarlanmış mükemmel bir deneysel çalışmada bile ne sonuca varacağımızı bilemeyebiliriz.

1.5.2. Ölçüm Düzeyi

Ölçüm düzeyi, verilerin türetildiği birimlerin düzeyini ifade eder (Hitt vd., 2007). Araştırmada kullanılan ölçüm düzeyi, bir sonraki kısımda bahsedeceğimiz analiz düzeyinden farklı olduğunda, daha düşük düzey verilerin kümeleştirilmesi için bazı gerekçelere ihtiyaç vardır. Örneğin, bireylerin tutumları ve gruplarda nasıl davrandıkları ile ilgili bir çalışmayı düşünelim. Bu durumda, tutumlar doğal olarak bireysel analiz düzeyindeki bireye özgü bir takım yapılarla ele alınacaktır. Ancak, birey düzeyindeki verileri grup düzeyindeki olgularla ilgili hipotezleri test etmek için kullanmak istersek, ölçüm düzeyi (bireysel) ile teori ve analiz düzeyi (grup) farklı olacaktır.

Çok düzeyli araştırmalar yürütülürken, araştırmacıların bir analiz düzeyinde toplanan verilerin daha yüksek bir analiz düzeyindeki yapılarla nasıl ilişkili olduğu konusunda açık olması gerekir. Alt düzey verileri üst düzeydeki olguları ölçmek için kullanmadan önce, verilerin bu şekilde kullanılmasının uygunluğuna dair psikometrik kanıtlar gösterilmelidir. Alt düzey veriler ve üst düzey yapılar arasındaki ilişkiyi tanımlamak için iki yaklaşım kullanılabilir. Bunlar birleştirme (composition) ve derlemedir (compilation).

1.5.2.1. Birleştirme

Birleştirme, daha düşük seviyedeki verileri daha yüksek seviyedeki yapılarla ilişkilendiren süreçleri temsil etmek için basit tanımlayıcı istatistiklerin kullanılmasını ifade eder (Cole vd., 2011; van Mierlo vd., 2009). Araştırmacılar, yaygın olarak, David Chan'ın (1998) birleştirme modellerinin tipolojisini farklı analiz düzeylerinde bulunan yapılar/olgular arasındaki fonksiyonel ilişkiyi belirtmek için kullanmaktadırlar. Chan'ın tipolojisi, beş temel veya ideal birleştirme modeli tanımlar. Bunlar doğrudan konsensüs, referans-değiştirilmiş konsensüsü, dağılım, ilave ve işlem modelleridir.

Bir doğrudan konsensüs modeli (direct consensus), “alt düzeyde kavramsallaştırılmış ve işlevsel hale getirilmiş bir yapının daha yüksek düzeydeki yapının başka bir formuna işlevsel olarak nasıl izomorfik olduğunu belirlemek için alt düzey birimlerin grup içi konsensüsünü fonksiyonel ilişki olarak kullanır”. Üst düzeydeki bir yapının anlamı, alt düzeydeki birimler arasındaki fikir birliğindedir. Doğrudan konsensüs birleşimi iki adımdan oluşur. İlk olarak, biri altta ve diğeri daha yüksek düzeyde olmak üzere ilgilenilen iki yapı tanımlanır ve işletimselleştirilir. Örnek olarak, bireysel düzeyde bir psikolojik iklim ölçeğine verilen bireysel yanıtları kullanabiliriz ve bir takımdaki bireysel yanıtların ortalaması olarak takımın psikolojik iklimini işlevsel hale getirebiliriz. İkinci adım, daha yüksek düzeyli yapıyı temsil etmek için bireysel yanıtların nasıl ve hangi koşullar altında özetlenebileceğinin belirlenmesinden oluşur. Daha düşük düzey puanlarının kümeleştirilmesi (aggregation) için ortak bir koşul grup içi mutabakattır (within-group agreement). Takım üyelerinin bireysel yanıtları daha sonra takım düzeyinde bir yapıyı temsil etmek için genellikle toplanır (tipik olarak basit ortalama kullanılır). Bireysel yanıtların ortalamasının güvenilir ve geçerli bir grup düzeyinde yapı sağladığını göstermek için minimum miktarda mutabakat gerekmektedir. Takım üyeleri, örneğin,

takımın ortalama puanı ile tanımlanabilmesi için psikolojik iklim ölçeğine benzer yanıtlar vermiş olmaları gerekir.

Referans-değiştirilmiş konsensüs modeli (referent-shift consensus), doğrudan konsensüs modeline benzerdir, zira grup düzeyindeki yapı bireysel düzeydeki yanıtlara dayandırılmaktadır. Doğrudan konsensüs ile referans- değiştirilmiş konsensüs modeli arasındaki fark, referans- değiştirilmiş konsensüs modelinin ilave bir adım içermesidir: Grup düzeyinde yapıyı birleştirmeden önce, bireysel düzey ölçümünün referansı değiştirilir. Bu durumda, grup düzeyinde yapı doğrudan bireysel düzeyde yapıdan değil, değiştirilmiş bir versiyondan oluşur. Doğrudan konsensüs modellerinde olduğu gibi, bireysel takım üyelerinin yanıtlarının ortalamasını almak yerine, referans- değiştirilmiş konsensüs modeli, bireysel takım üyelerinin daha üst düzey bir birime referans olarak oluşturulan ölçüm maddelerine yanıt vermesini gerektirir. Örneğimize dönersek, referans- değiştirilmiş konsensüs modelini kullanmayı seçersek, takım üyelerinden bireysel psikolojik iklimi değerlendirmelerini istemek yerine, onlardan takımın iklimini değerlendirmelerini isteriz. Bireysel düzeyde ölçümlenmiş yapının bu farklı versiyonu daha sonra yine takım üyeleri arasında yeterli mutabakat sağlandıktan sonra takım seviyesine yönelik kümeleştirilir (örneğin basit ortalama kullanılır).

Dağılım (dispersion) modelinde de, sözünü ettiğimiz iki modelde olduğu gibi, grup üyelerinin bireysel yargıları arasındaki anlaşma veya homojenlik önemli bir husustur. Dağılım tanım gereği grup düzeyinde bir özelliktir (ancak mutlaka grup düzeyinde bir yapı değildir), çünkü bir grup içindeki değişkenliği ifade eder. Bir varyans istatistiği, herhangi bir bireysel düzeydeki yanıtın bir özelliğinin aksine, grubun bir niteliğini göstermektedir. Dağılım modelinde, söz konusu grup düzeyindeki yapının işletimselleştirilmesi için grup içi varyans (veya bir türev) kullanılır. Buna karşılık, ilave birleştirme modeli (additive composition model), yüksek düzeydeki yapıları, birim içi varyansa bakılmaksızın, düşük düzey değişkenleri üzerindeki basit toplam veya puanların ortalaması olarak işler hale getirir. Tipik olarak uygulandığı gibi, bu modelin geçerliliği (basit bir toplam veya ortalama), fonksiyonel bir ilişkinin düzeyler arasında dönüşümü için ampirik destek sağlar. Son olarak, işlem birleştirme modeli (process composition), daha düşük bir kavramsallaştırma düzeyinde meydana gelen davranışların bölümleri veya davranışlarındaki değişikliklerle ilişkili bir yapının daha yüksek bir düzeyde ortaya çıktığı mekanizmalara odaklanır.

Doğrudan konsensüs ile referans- değiştirilmiş konsensüs modeli çok düzeyli araştırmalarda birleştirme işlemi için yaygın bir şekilde kullanılmaktadır.

1.5.2.2. Derleme

Derleme, alt düzey birimlerden elde edilen ölçümlerin, bileşen parçalarına indirgenemeyen bir bütünü elde etmek için karmaşık ve doğrusal olmayan yollarla birleştirildiği bir kümeleştirme yaklaşımıdır (Kozlowski & Klein, 2000).

Derleme benzerlik, karşıtlık veya basitçe ifade etmek gerekirse, birim içi anlaşmazlığı (within-unit disagreement) temsil eder. Alt düzey puanının o düzeydeki birimler arasındaki farklılıklara dayandığı varsayılırsa, üst düzey yapıyı oluşturmak için benzerlik gerekçe göstermeye gerek kalmamaktadır. Bunun yerine doğrudan birim içi anlaşmazlık düzeyi tahmin edilir. Örneğimize dönecek olursak, iklim gücü, psikolojik iklim algılarının grup üyeleri tarafından ne kadar güçlü tutulduğunu açıklamak için varsayılan bir değişkendir. Bu değişken, iklim algılarında birim içi standart sapma olarak işletimselleştirilmiştir. Birim içi standart sapma ne kadar yüksek olursa, birim üyeleri arasında daha fazla anlaşmazlık olur. Alt

düzeyde derleme yaklaşımını uygulamanın başka yolları da vardır, ancak birim içi standart sapma en yaygın kullanılanlar arasında görünmektedir.

Alt düzey veriler ve üst düzey yapılar arasındaki ilişkiyi tanımlamak için kullanılan bu iki yaklaşımdan birleştirme (composition) yapıların doğrusal bir şekilde dönüştüğü yerlerde ve derleme (compilation) yapıları doğrusal olmayan bir şekilde dönüştürmede kullanılır (Hofmann, 2002). Kısaca, ölçüm düzeyi analiz düzeyinden farklı olduğunda, araştırmacılar, daha yüksek düzeyli yapıları oluşturmak amacıyla alt düzey verileri kümeleştirmede kullanacakları yaklaşımlar için teorik argüman oluşturmalıdır.

1.5.3. Analiz Düzeyi

Araştırmacılar, hipotezleri test etmek için verilerin analiz edildiği düzeyi, söz konusu yapılar için teorik düzey ile ilişkilendirmelidir. Teori ve analiz düzeylerinin yanlış ilişkilendirilmesi, yanlış çıkarımlar ortaya çıkartacaktır (Hitt vd., 2007). Sosyal olay ve olguları daha iyi anlamak için, çok çeşitli düzeylerde inceleme yapmamız gerekir. Alt düzey ve üst düzey görecelidir ve bir analizde alt düzey olarak kabul edilen bir düzey bir diğerinde üst düzey olabilir. Örneğin, sınıf öğrenciden daha yüksek bir üst düzeyi temsil ederken, okula göre bir alt düzey olarak görülebilecektir. Düzeylerin birbirine göre bu göreliliği açıkça görülebilir. Ancak daha da önemlisi, bu düzeylerin ne kadar birbirine bağlı olduğunu ve artık ayrı ayrı nasıl ele alınamayacaklarını anlamak önemlidir (Courgeau, 2003). Düzeylerden herhangi birini diğerlerinden daha temel olarak niteleyemeyiz; ayrıca diğer düzeylerden bağımsız olduğunu söyleyemeyiz.

Teori ve ölçüm düzeyleri analiz düzeyi ile, yani hipotezleri test etmek için verilerin analiz edilme düzeyi ile uyumlu olmalıdır. İstatistiksel olarak grup içi mutabakatı ve daha üst düzeye yönelik veriyi kümeleştirmeyi gerekçelendirmek için çeşitli ölçümler oluşturulmuştur. Bu ölçümler arasında grup içi mutabakat endeksi (within-group agreement index - Rwg (j)) bireylerden alınan puanların ne ölçüde değişebilir olduğunu ifade eder; bu mutabakat, değerlendiricilerin esasen aynı derecelendirmeyi sağlama gücünü yansıtır (James vd., 1984, 1993) . Bir diğer ölçüm olan grup içi korelasyon katsayısı (intraclass correlation coefficient - ICC), kümeli - gruplar halinde toplanan veya gruplar halinde sıralanan veriler - derecelendirmelerin veya ölçümlerin güvenilirliğini gösterir (Bliese, 2000). Son olarak, ortalama dağılım indeksi (average dispersion index - ADI) her bir bireyin puanının ortalama (veya medyan) puandan ne ölçüde farklı olduğunu belirlemeyi, bu sapmaların mutlak değerlerini toplamayı ve toplamın sapma sayısına bölünmesini içerir (Burke & Dunlap, 2002).

Ancak, analiz düzeyi konusu sözünü ettiğimiz kümeleştirme sorunlarının ötesinde bir konudur. 1980'lerden itibaren çok düzeyli verilerin analizi için çeşitli teknikler ve yöntemler ortaya çıkmıştır. Bunlar arasında, kovaryans (ANCOVA) analizi (Mossholder & Bedeian, 1983), bağlamsal analiz (contextual analysis) (Firebaugh, 1979), grup-içi gruplararası analiz (Within and Between Analysis - WABA) (Dansereau vd., 1984) ve hiyerarşik doğrusal modellemede tesadüfi katsayılar modeli (random-coefficient modeling - RCM) (Burstein vd., 1978) sayılabilir. IBM SPSS, HLM, Stata, SAS, ve R gibi yazılımlarla da yakın zamanda çok düzeyli verinin analizi konusunda ilerlemeler sağlanmıştır. Ancak, tek bir "en iyi" teknik yoktur. Araştırmacılar seçimlerini yaparken "ele aldıkları yapıların türü, örneklem ile veri ve araştırma sorusu arasındaki tutarlılığı; ve aynı zamanda analitik tekniğin varsayımları, güçlü ve zayıf yanları" gibi hususları göz önünde bulundurmaları gerekmektedir (Kozlowski & Klein, 2000).

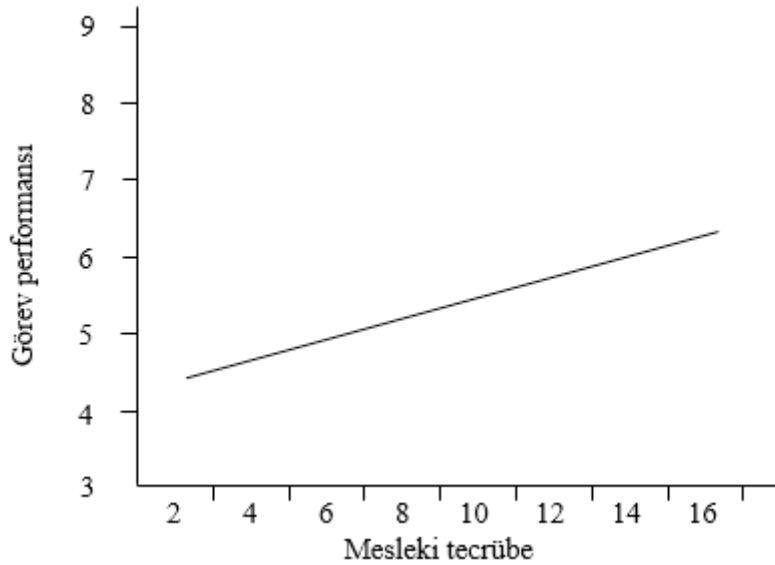
1.6. ÇOK DÜZEYLİ ANALİZİN TEMEL İLKELERİ

Bu kısımda çok düzeyli analizin temel ilkelerini açıklamaya çalışacağız. Bunu yaparken de çok düzeyli bir analizin sürekli bir sonuç değişkenine (yani, çok düzeyli doğrusal analiz) uygulanması örnek olarak göstereceğiz. Burada dikkate alınması gereken en önemli temel nokta, doğrusal çok düzeyli analizin aslında doğrusal regresyon analizinin genişletilmiş bir formu olarak görülebilmesidir. Bu nedenle, çok düzeyli analizin temel ilkelerini anlamak için, doğrusal regresyon analizi başlangıç noktası olmalıdır.

İşgörenlerin mesleki tecrübeleri ile görev performansı arasındaki ilişkiyi araştırmak için bir çalışma yaptığımızı varsayalım. Şekil 1.9, bu ilişkiye ait doğrusal regresyon analizinin sonuçlarını gösterir. Doğrusal regresyon modelinine ait denklem 1.1'de yer almaktadır.

$$\text{Performans} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{tecrübe} + \varepsilon \quad (1.1)$$

Bu denklemde görev performansı sonuç değişkenidir; β_0 kesişimdir; β_1 mesleki tecrübe için regresyon katsayısıdır ve ε ise hata terimidir.

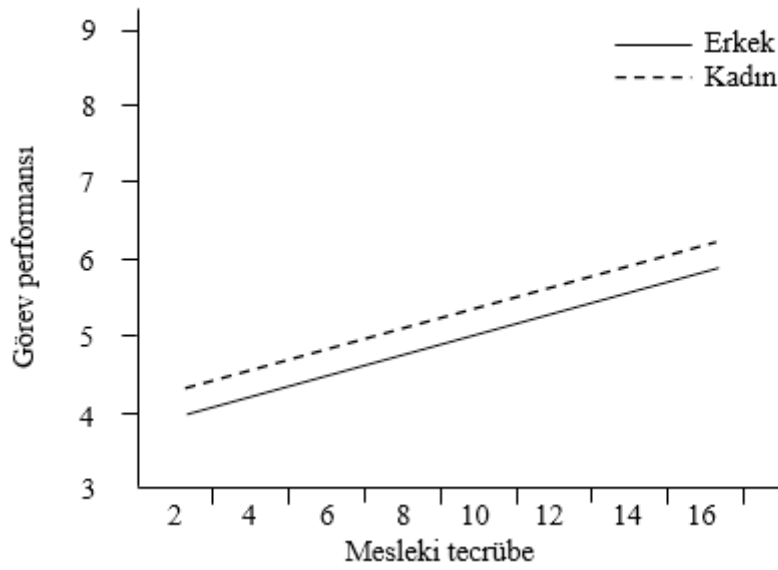


Şekil 1.9. Mesleki tecrübe ve görev performansı arasındaki ilişkinin doğrusal regresyon analizi

Bu doğrusal regresyon analizinin yorumlanmasını bildiğiniz üzere; kesişim β_0 , bağımsız değişken (mesleki tecrübe) sıfır olduğunda sonuç değişkeninin (görev performansı) değeridir. Mesleki tecrübe (β_1) için regresyon katsayısı, mesleki tecrübeye 1 birim farklılaşan işgörenler için toplam görev performansı farkını yansıtmaktadır. Varsayalım ki, mesleki tecrübe ve görev performansı ilişkisinde cinsiyeti de hesaba katmak istiyoruz. Çünkü kadınlar ve erkekler performans açısından farklılık gösterebilir. Bu durumda regresyon denklemi 1.2'deki gibi olur.

$$\text{Performans} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{tecrübe} + \beta_2 \times \text{cinsiyet} + \varepsilon \quad (1.2)$$

Bu denklemde β_2 cinsiyet için regresyon katsayısıdır. Erkekleri 0 (sıfır) ve kadınları 1 (bir) şeklinde kodladığımızı düşünün. Bu durumda, β_0 erkekler için kesişimi gösterirken, $\beta_0 + \beta_2$ kadınlar için kesişimi yansıtır. Dolayısıyla cinsiyeti hesaba kattığımızda, regresyon çizgisinin kesişiminin erkekler ve kadınlar için farklı olduğu varsayılmaktadır (bakınız Şekil 1.10).

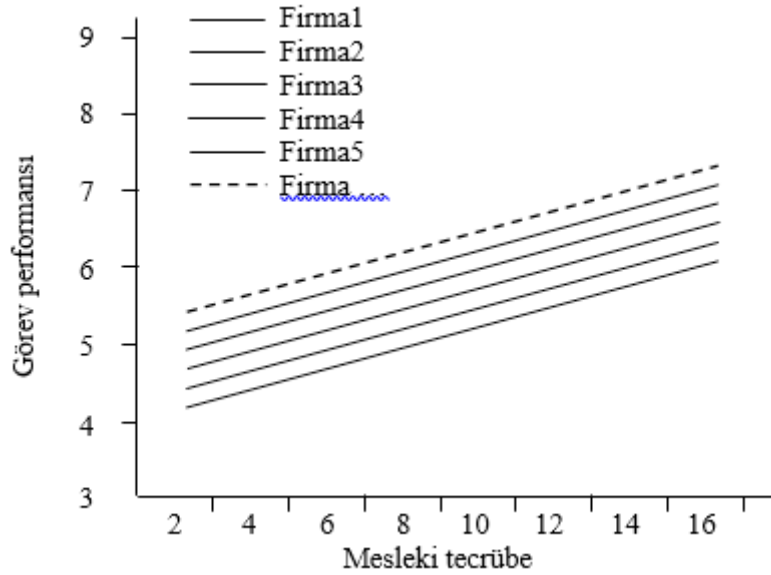


Şekil 1.10. Mesleki tecrübe ve görev performansı arasındaki ilişki cinsiyet dikkate alındığında doğrusal regresyon analizi

Örneğimizi daha da geliştirebiliriz. Araştırma örnekleminizde aynı firmada bulunan birkaç işgören vardır. Belirli bir firmadaki bir işgören örnekleminin özelliklerinin başka bir firmadaki işgören örnekleminde farklı olduğunu varsaymak çok mantıklıdır. Bu farklılıklar, örneğin, yönetim tarzı, insan kaynakları uygulamaları gibi hususlardan kaynaklanabilir. Bu nedenle, doğrusal regresyon analizinde firmaları hesaba katmak istiyoruz. Bu durum her firma için farklı kesişimlerin tahmin edildiği anlamına gelir (bakınız Şekil 1.11). Ancak, firmaları regresyon analizinde hesaba kattığımızda bir sorun ortaya çıkar, çünkü firma değişkeni sürekli değildir ve analize ikiden fazla firma dâhil olduğunda, firma değişkeni de iki değerli (veya iki kategorili) değişken olmamaktadır. Firma değişkeni kategorik bir değişkendir (veya nominal bir değişkendir) ve bu değişkeni regresyon analizine kattığımızda, kukla değişkenlerin oluşturulması gerekliliği ortaya çıkar. Kukla değişkenlerin sayısı, analize katılan firmaların sayısına (yani, firmaların sayısından bir eksik) bağlıdır ve tüm bu kukla değişkenler için ayrı regresyon katsayıları tahmin edilmelidir (Denklemler 1.3).

$$\begin{aligned} \text{Performans} = & \beta_0 + \beta_1 \times \text{tecrübe} + \beta_2 \times \\ & \text{kuklaFİRMA1} + \beta_3 \times \text{kuklaFİRMA2} + \beta_4 \times \\ & \text{kuklaFİRMA3} + \dots + \beta_m \times \\ & \text{kuklaFİRMA}(m-1) + \varepsilon \end{aligned} \quad (1.3)$$

Bu denklemde, m firma sayısını gösterirken; β_2 'den β_m 'ye kadar olanlar ise farklı firmaları temsil eden kukla değişkenlere ait regresyon katsayılarıdır.



Şekil 1.11. Mesleki tecrübe ve görev performansı arasındaki ilişki firma dikkate alındığında doğrusal regresyon analizi

Dolayısıyla, analize 6 firma dâhil edildiğinde, doğrusal regresyon analizinde 5 ilave regresyon katsayısı tahmin edilmelidir. Bu, etkili bir yaklaşım değildir, çünkü firma değişkeni sadece regresyon analizine dikkate alınmak üzere eklenmiştir ve firmaların her biri için farklı performans değerlerine yönelik gerçek bir değerlendirme yoktur. Firmaları hesaba katmanın çok daha güçlü ve etkili bir yolu çok düzeyli analiz ile sağlanır. Çok düzeyli analiz kullanılarak, tüm ayrı kesişimler tahmin edilmez, ancak kesişimlerin varyansı tahmin edilir. Dolayısıyla, 6 kesişimi tahmin etmek yerine, sadece bir varyans parametresi tahmin edilir. Kesişimlerin varyansının tahmin edilmesi, kesişimlerin tesadüf olduğunu varsaymak ya da izin vermek demektir, başka bir ifadeyle bu tesadüf katsayı analizidir. Bu nedenle, çok düzeyli analiz tesadüf katsayı analizi (random coefficient analysis) olarak da bilinir (Twisk, 2006).

Daha öncede bahsedildiği üzere çok düzeyli analiz için hem mikro hem de makro verilere ihtiyaç vardır. Çok düzeyli verilerde sık karşılaşılan bir zorluk, grup içi gözlemlerin bağımlılığı durumudur. Yani, aynı gruptaki bireyler benzer karakteristikler sergileme eğilimindedir ve diğer gruplardaki bireylere göre benzer tutum ve davranışları paylaşırlar. Örneğin, aynı mahallede yaşayan insanlar, mahallenin sosyo-ekonomik özelliklerinden etkilendikleri için birbirleriyle benzerlikler paylaşabilirler. Bu, henüz yeni oluşan gruplar için bile geçerli olabilir. Örneğin, aynı okulda olan öğrenciler, aynı okula başlamadan önce birbirleriyle ilişkili olmayabilirler. Öğrenciler okula girdikten sonra aynı grubun üyesi olurlar. Gruplandırılmalar oluşturulduktan sonra, gruptaki bireyler kendilerini diğer grupların üyelerinden ayıran özellikleri paylaşma eğiliminde olurlar. İstatistiksel olarak hiyerarşik biçimde yapılandırılmış verilerde grup içi homojenlik ve gruplar arası heterojenlik olduğu ifade edilir.

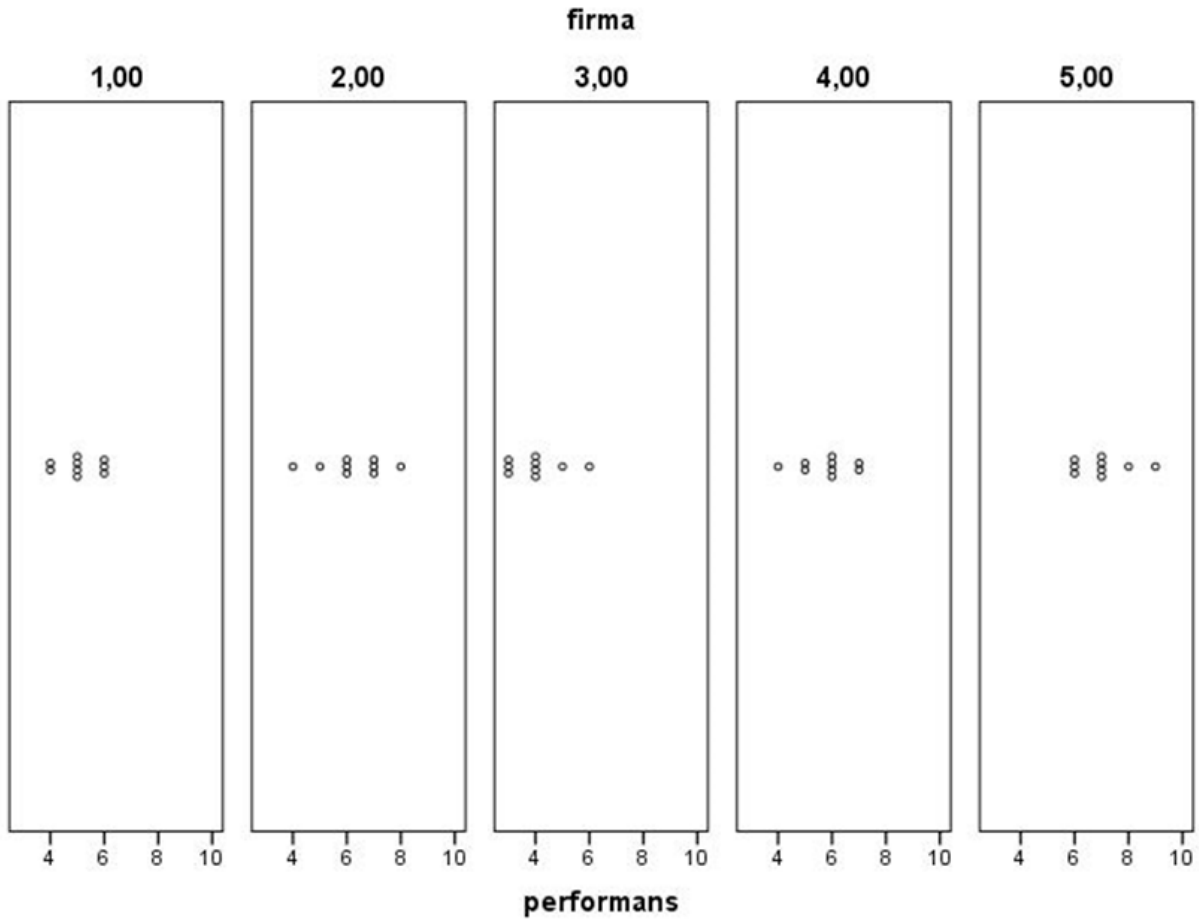
Bu nedendir ki, bir gruptaki gözlemler birbiriyle ilişkilidir, başka bir ifadeyle gözlemler bağımsız değildir. Oysaki regresyon gibi geleneksel analitik yöntemler, gözlemlerin bağımsız ve eşit bir şekilde

şekilde dağıldığını varsayar. Bu hiyerarşik yapıdaki verilerin analizinde doğrusal regresyonun kullanımı bizi yanlış sonuçlara ulaştırır. Örneğin grup içi gözlemlerin benzerliği çok düşük düzeyde olsa bile, hiyerarşik yapıdaki verinin yanlış analizi istatistiksel testte Tip-1 hataya neden olabilmektedir, başka bir deyişle sıfır hipotezinin doğru olması gerekirken yanlış bir şekilde reddetmek hatasına yöneltebilmektedir (Wang vd., 2011). Çok düzeyli analiz, hiyerarşik yapıdaki verilerde gözlemlerin bağımlılığı sorunu ile başa çıkmak için uygun bir analitik çerçeve sağlamaktadır. Daha da önemlisi, çok düzeyli analiz, hem mikro hem de makro düzeylerde ve aynı zamanda düzeyler arasındaki ilişkilerin doğasını ve kapsamını keşfetmemize izin verir.

Genel olarak, çok düzeyli analiz, firma örneğimizde olduğu üzere birçok kategoriye sahip kategorik bir değişkeni ele almanın etkili bir yoludur. Bu analiz için dikkate alınması gereken varsayımlar da vardır. O da, farklı firmalar için farklı kesişimlerin normal olarak dağıldığı varsayımdır. Bu nedenle, çok düzeyli bir analiz gerçekleştirirken, bu 'normallik' varsayımının tahmin sürecinin temelini oluşturduğunu anlamak önemlidir.

1.6.1. Grup İçi Korelasyon

Araştırmamızda iç içe geçmiş veya kümelenmiş veri yapısı, ampirik bir araştırmadan önce var olma eğilimi gösteren bir olgudur ve veri toplama sırasında gözlemlerin daha yüksek düzeydeki birimler (örneğin, sınıflar, okullar, bölümler, firmalar, danışmanlar, klinisyenler gibi) içinde ilişkilendirilmesini büyük olasılıkla mümkün kılmaktadır. Kümelenmiş verilerdeki bu etkileri değerlendirmek için popüler bir ölçüm grup içi korelasyon katsayısıdır (Intraclass correlation coefficient – ICC) (Bryk & Raudenbush, 1992).



Şekil 1.12. Grup içi korelasyonu olan bir veri kümesi-nin nokta grafiği

Grup içi korelasyonu bir örnekle gösterelim. Farklı firmalarda bulunan işgörenlerin performans skorları Şekil 1.12'de gösterilmiştir. Örneğin, birinci firmada işgörenlerin performans skorları yaklaşık 4 ile 6 arasında kümelenir. Firmaların çoğu benzer şekilde kümelenmiş skorlara sahiptir ve bu durum tüm veri setinde büyük olasılıkla yüksek bir grup içi korelasyon katsayısına ulaşır.

Grup içi korelasyon katsayısı ρ_1 ile gösterilir ve gruplar arasında mevcut olan toplam varyansa karşı sonuç değişkenindeki varyans oranının bir ölçüsüdür. ρ_1 0 (gruplar arasında varyans yok) ile 1 (gruplar arasında varyans var, ancak grup içi varyansı yok) arasında değişen değerler alır. ρ_1 , aynı gruptan tesadüfi olarak seçilen iki birey için bağımlı bir değişkene ait ölçüm için korelasyon olarak da kavramsallaştırılabilir (Finch & Bolin, 2016). Klasik olarak tanımlamak gerekirse, grup içi korelasyon katsayısı, ρ_1 , grup varyansının toplam varyansa (yani, grup içi ve gruplar arası varyansların toplamı) oranıdır (Shrout & Fleiss, 1979). ρ_1 hesaplanmasında kullanılan denklem şu şekildedir:

$$\rho_1 = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2} \quad (1.4)$$

Bu denklemde τ^2 gruplar arasındaki varyanstır (veya ikinci düzey varyansdır), σ^2 ise grup içi varyanstır (veya birinci düzey varyansdır) ve $\tau^2 + \sigma^2$ sonuç değişken ölçümüne ait toplam varyanstır. Bu nedenden dolayı ki, grup içi korelasyon, ρ^1 , gruplar arası varyansın toplam varyansa oranı olarak tanımlanır ve gruplar arası varyansa bağlı toplam varyansın oranını temsil eder. Yüksek ρ^1 değerleri, sonuç değişken ölçümündeki toplam varyasyonun daha büyük bir payının grup üyeliği ile ilişkili olduğunu göstermektedir; yani, aynı gruptaki iki kişinin puanları arasında nispeten güçlü bir ilişki vardır. Başka bir deyişle, aynı gruptaki bireylerin ölçülen değişken üzerinde diğer gruptakilerden daha fazla benzer olması durumudur. Örneklem veriseti kullanılarak τ^2 ve σ^2 değerleri, dolayısıyla ρ^1 değeri hesaplanabilir. Birden fazla denklemi ve adımı gerektiren bu hesaplamaların detayına girmek yerine, çeşitli istatistiksel yazılımların (IBM SPSS, HLM gibi) bunu oldukça etkili ve hızlı bir şekilde yerine getirdiğini hatırlatmak gerekir. İlerleyen bölümlerde ele aldığımız üzere, tesadüfi etkili tek yönlü ANOVA modeli (One-Way ANOVA with Random Effects) en basit model olarak çok düzeyli modellemenin ilk adımında oluşturulur. Aynı zamanda, bu model koşulsuz veya boş model (unconditional, unconstrained, null model) olarak da bilinir. Bu modellerin incelenmesinde grup içi korelasyon katsayısının hesaplanmasına değineceğiz.

Boş model için denklemler şu şekildedir.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (1.5)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (1.6)$$

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{ij} \quad (1.7)$$

Denklem 1.5 birinci düzeydeki gözlemler her bir grubun ortalaması (kesişim β_{0j}) ve gruptaki her bir gözlemin grup ortalamasından sapması (r_{ij}) şeklinde bir fonksiyon oluşturarak modellenmektedir. Y_{ij} j grubunda i bireyin sonuç değişkeni skorudur. β_{0j} , j grubu için sonuç (bağımlı değişken) skorunun ortalamasıdır. r_{ij} ise j grubunda i bireyin sonuç skorunun grup ortalamasından farkıdır. Denklem 1.6 ikinci düzey modelinde gruplar arası kesişimdeki varyasyonu göstermektedir. Bu denklemde γ_{00} örneklemdeki genel ortalamayı (j tane grubun ortalamasının ortalaması), u_{0j} ise j grubuna ait sonuç skorunun ortalamasının genel ortalamadan farkıdır. Denklem 1.7'de ise ikinci düzey modelinin birinci düzey modelinde yerine konulmasıyla birleştirilmiş model elde edilir. Denklem 1.7 sonuç Y_{ij} için iki kısımdan oluşan birleştirilmiş modeli kapsamaktadır: Birinci kısım 'sabit' kısmıdır (γ_{00}) ve örneklemdeki tüm bireylerin genel ortalamasını gösterir. İkinci kısım ise 'tesadüfi' kısmıdır ve iki tesadüfi etkiyi kapsar. Bunlar, u_{0j} ve r_{ij} dir.

Grup içi korelasyon, çok düzeyli modellemede önemli bir göstergedir, çünkü çok düzeyli veri yapısının ilgili sonuç değişkenini ne derece etkileyebileceğinin bir göstergesidir. Grup içi homojenlik aynı zamanda gruplar arası heterojenitenin bir göstergesi olduğundan, ρ^1 için anlamlılık testi, gruplar arası varyansın olmadığını öne süren sıfır hipotezinin testine eşdeğerdir. Eğer denklem 1.5'deki kesişim varyansı veya denklem 1.6'daki u_{0j} varyansı istatistiksel olarak anlamlı ise, grup içi korelasyon katsayısının ρ^1 istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ve veri analizinde çok düzeyli modellerin gruplar arası heterojeniteyi açıklamada kullanılabileceğini söyleyebiliriz. Eğer grup içi korelasyon katsayısı ρ^1 istatistiksel olarak anlamlı değilse,

o zaman çok düzeyli analize gerek kalmaz ve geleneksel doğrusal regresyon ile analize devam edilebilir.

1.6.2. Çok Düzeyli Modellerin Formulasyonu

Kitabımızda ele alacağımız model iki düzeyli modeldir. İki düzeyli modeller daha üst düzeyli modeller için zaten esas oluşturmaktadır. Denklem 1.5 – 1.7 belirttiğimiz boş model iki düzeyli modelleminin başlangıcını oluşturmaktadır. Boş model sonuç değişkeninde grup içi ve gruplar arası varyanslar hakkında önemli ön bilgiler sağlar. Grup içi korelasyon katsayısının, ρ_1 , istatistiksel olarak anlamlı olduğu test edildikten sonra modele açıklayıcı veya yordayıcı değişkenler dahil edilir. Başlangıç olarak, aşağıdaki denklemlerde sadece düzey-1'e ait bir adet açıklayıcı değişken ve düzey-2'ye ait bir adet açıklayıcı değişken içeren iki düzeyli bir çok düzeyli modelle örneğimizi oluşturalım. Öğrencilerin sınıflar içinde kümелendiğini ve sonuç değişkeninin bir test puanı olduğu bir çalışmayı ele alalım. Sınıf (bireysel) düzeyinde, test puanları ve yetenek arasındaki ilişki (standart testle ölçüldüğü gibi) aşağıdaki modelle incelenebilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} (\text{YETENEK}) + r_{ij} \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (1.9)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j} \quad (1.10)$$

Bu modelde, düzey-2 j sınıflarının her biri için γ (β_{0j}) kesişimi, ortalama kesişim (β_{0j}) ve hatanın (u_{0j}) bir fonksiyonu olarak modellenmiştir. Ve her bir j sınıfı için puanlar ile yetenek arasındaki sınıf içi ilişkiyi temsil eden eğim (β_{1j}) ortalama eğim olarak modellenmiştir (γ_{10} , ortalama eğim, yani, tüm sınıflarda puan ve yetenek arasındaki ilişki). Çok düzeyli modellerde katsayılar, 0'a karşı anlamlılık açısından test edilir ve bu modelde, ortalama eğimin anlamlılık testi γ_{10} katsayısı ile düzey-2'de yapılır (ortalama eğim 0'dan anlamlı bir şekilde farklı mıdır?). γ_{10} katsayısı 0'dan anlamlı bir şekilde farklıysa, sıfır hipotezi reddedilir. Kesişim ayrıca γ_{00} katsayısı ile anlamlılık açısından test edilir (ortalama kesişim 0'dan anlamlı bir şekilde farklı mıdır?). Bu testlerin neyi ifade ettiği, başka bir ifadeyle katsayıların neyi temsil ettiği, aslında ölçümlerin kendilerinin bir fonksiyonu olarak değişecektir. En önemlisi, bu katsayıların anlamı, bir sonraki kısımda tartışılan bir konu olan düzey-1 açıklayıcı değişkenlerinin nasıl merkezleştirildiğinin bir fonksiyonu olarak değişecektir. Çok düzeyli modellerde, düzey-1 katsayıları için tesadüfi hata terimleri de (u_{0j} ve u_{1j} terimleri) anlamlılık açısından test edilir ve bu anlamlılık testleri, modellere tesadüfi hata terimlerini dâhil etme veya modellerden hariç tutma hakkında karar vermek için kullanılabilir. Bir katsayı için bir hata terimi bir modele dâhil edildiğinde, katsayı tesadüfi bir katsayı olarak adlandırılır ve bir hata terimi modele dâhil edilmediğinde ise, katsayı sabit bir katsayı olarak adlandırılır.

Örneğimize, düzey-2'ye ait açıklayıcı değişken eklenmesiyle devam edelim. Öğrencilerin test puanları ile öğretmenin tecrübesi arasındaki ilişki aşağıdaki modelle incelenebilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (1.11)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{TECRÜBE}) + u_{0j} \quad (1.12)$$

Bu modelde, bir sınıf için ortalama puan (düzey-1'den getirilen β_{0j}) genel ortalamasının ve bir öğretmenin tecrübesinin bir fonksiyonu olarak modellenmektedir. Eğer γ_{01} katsayısı 0'dan anlamlı bir şekilde farklıysa, bir öğretmenin tecrübesi ile sınıfındaki öğrenciler için ortalama puan arasında bir ilişki

vardır. Tekrar hatırlatmak gerekirse, bu düzey-2 katsayılarının tam olarak neyi temsil ettiği, düzey-2'ye ait yordayıcıların nasıl merkezileştirildiğinin bir fonksiyonu olarak değişecektir.

Açıklayıcı değişkenler aynı anda her iki analiz düzeyinde de eklenebilir. Test puanları ve yetenek arasındaki ilişkiler bireysel düzeyde (düzey-1) incelenebilir ve buna karşılık, bu ilişkilerdeki sınıf düzeyi farklılıkları, öğretmen tecrübesinin bir fonksiyonu olarak sınıflar arası düzeyde (düzey-2) modellenebilir. Bu tür ilişkilerin yer aldığı modelde daha düşük bir seviyeden (örneğin, düzey-1) bir eğim (örneğin ilişki) bir üst düzeyde (örneğin, düzey-2) bir sonuç haline gelir.

Biraz daha farklı bir modele bakalım. Aşağıdaki modelde, her sınıf için eğim (β_{1j}) düzey-1'den getirilir ve bir öğretmenin ortalamasının ve tecrübesinin bir fonksiyonu olarak modellenir. γ_{11} katsayısı 0'dan anlamlı bir şekilde farklıysa, test puanları ve yetenek arasındaki ilişki öğretmen tecrübesinin bir fonksiyonu olarak değişir. Bu modelde tecrübenin düzey-2'de her iki denkleme dâhil edildiğini hatırlatmak gerekir.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} (\text{YETENEK}) + r_{ij} \quad (1.13)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{TECRÜBE}) + u_{0j} \quad (1.14)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} (\text{TECRÜBE}) + u_{1j} \quad (1.15)$$

Doğrusal regresyonuna benzer şekilde, bu çok düzeyli modeller çeşitli veri yapılarına uygulanabilecek şablonlardır. İlerleyen kısımda çeşitli örnek modeller kısaca açıklanmıştır.

1.6.3. Çok Düzeyli Modeller

Araştırmanın amacına bağlı olarak kullanılacak birbirinden farklı çok düzeyli modeller bulunmasına rağmen, Tablo 1.1'de yer alan üç temel çok düzeyli model olduğunu söylemek yanlış olmayacaktır.²

Birinci kategoride yer alan model birinci veya ikinci düzey bağımsız değişkenin bulunmadığı en basit çok düzeyli modeldir. Genellikle, boş model (null model) olarak bilinen bu model daha karmaşık ve gelişmiş modeller oluşturmanın başlangıcı olarak görülmektedir. Özellikle grup (veya küme) içi korelasyon katsayısını yani toplam varyansın ne kadarlık kısmının grupların etkisi ile oluştuğunu hesaplamak için bu boş modelden yararlanılır.

İkinci kategorideki model birinci düzey kesişimlerinin (intercepts) ikinci düzeydeki birimler (grup veya kümeler) boyunca farklılaştığını, ancak birinci düzeydeki eğimlerin (slopes) farklılaşmadığını varsaymaktadır. Bu tür modellerin birincisi ortalamaların sonuç olduğu model (means as outcomes model). Bu modelde esas olan ikinci düzeydeki açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkeni tahmin etmesidir. Örneğin birinci düzeyde çalışanların ikinci düzeyde yöneticilerin olduğu bir modelde yönetici özelliklerinin çalışanların performansını ne ölçüde tahmin ettiğini göstermek üzere bu model kullanılabilir. Bu kategorideki ikinci

2. Tablo 1.1 çeşitli kaynaklardan yararlanılarak derlenmiştir (Bickel, 2007; Bryk & Raudenbush, 1992; Hox vd., 2017; Luke, 2004; Snijders & Bosker, 2011).

model tesadüfi etkili tek yönlü ANCOVA modelidir (One-way random effects ANCOVA). Bu model düzeyler arasında ortak bir değişken olduğu durumlarda kullanılabilir. Örneğin birinci düzeyde banka çalışanları ikinci düzeyde banka şubelerinin olduğu bir model düşünelim. Birinci düzeydeki banka çalışanların maaşlarının performanslarına etkisi şubeler arası farklılıklar gözetilerek araştırılabilir.

Üçüncü kategoride yer alan modellerde gerek kesişim gerekse eğimler ikinci düzeydeki birimler boyunca farklılaşmasına izin verilir (random intercepts and slopes). Bu kategorideki modellerin birincisi tesadufi katsayılar modeli (random coefficients (RC) models, random coefficient regression models, multilevel regression models). Bu modelde her düzey için tahmin edilen değişkenlik o düzeyde ölçülen değişkenler ile açıklanır. Birinci düzeydeki bağımlı değişken birinci düzeydeki en az bir adet bağımsız değişkenle açıklanır. Bu değişkenin eğim ve kesişimi ikinci düzeydeki grup değişkenin tesadüfi etkisiyle tahmin edilir. Başka bir ifadeyle, ikinci düzeyde yer alan her bir grubun birinci düzeydeki bağımlı değişkeni açıklamada farklı regresyon eğimine ve farklı kesişime sahip olduğu varsayılır. İkinci tür model kesişim ve eğimlerin sonuç olduğu modeldir (intercepts-and-slopes-as outcomes models, full random co-efficients models). Bir önceki modele bağımlı değişkeni tahmin edebilecek bağımsız değişken veya değişkenlerin modelin ikinci düzeyine eklenmesi ile elde edilir.

Tablo 1.1. Çok düzeyli modeller

Model Türü	Düzeyle ait Denklemler	Tanım	Açıklamalar
1. Boş veya koşulsuz model (unconditional, unconstrained, null model)	$D1: Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$ $D2: \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$	Tesadüfi etkili tek yönlü ANOVA modeli (One-way ANOVA with random effects)	Genellikle bağımlı değişkendeki farklılaşmayı hiyerarşinin farklı düzeylerine göre ayırmaktır. Bu model ile gruplar arası anlamlı farklılıklar olduğu grup içi korelasyon katsayısı (intra-class correlation coefficient - ICC) hesaplanarak gösterilir.
2. Tesadüfi değişen kesişim modelleri (random-intercept models)	$D1: Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$ $D2: \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j}$	Ortalamaların sonuç olduğu model (Means as outcomes model)	Bu modelde bağımlı değişken ikinci düzeyde yer alan açıklayıcı değişkenler tarafından tahmin edilir.
3. Tesadüfi kesişim ve eğimler modeli (random intercepts and slopes)	$D1: Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij}$ $D2: \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$ $\beta_{1j} = \gamma_{10}$	Tesadüfi etkili tek yönlü ANCOVA modeli (One-way random effects ANCOVA)	Bu model düzeyler arasında ortak bir değişken olduğu durumlarda kullanılabilir.
	$D1: Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij}$ $D2: \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$ $\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$	Tesadüfi katsayılar modeli (Random coefficients (RC) models, random coefficient regression models, multilevel regression models)	Birinci düzeydeki modele ait kesişim ve eğimlerin ikinci düzeyde yer alan birimler boyunca farklılaşmasına izin verilir, ancak ikinci düzeyde herhangi bir açıklayıcı değişken bulunmaz.
	$D1: Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij}$ $D2: \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j}$ $\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}W_j + u_{1j}$	Kesişim ve eğimlerin sonuç olduğu model (intercepts-and-slopes-as outcomes models, full random coefficients models)	Birinci düzeydeki kesişim ve eğimlerin ikinci düzeyde sadece grup değişkeniyle modellenmemekte, ayrıca bir veya daha fazla ikinci düzey değişken ile modellenmektedir. Denklemdaki γ_{11} düzeylerarası etkileşim katsayısı (cross-level interaction) olduğuna dikkat ediniz.

1.6.4. Sabit ve Tesadüfî Etkiler

“Sabit” ve “tesadüfî” ifadeleri çok düzeyli modelleme literatüründe sıklıkla kullanılmaktadır. Bu terimler farklı koşullara atıfta bulunmak için kullanılmaktadır, bu nedenle bu iki terim arasında farklılıkları kısaca açıklamak güçtür. Aşağıda bu iki önemli terim hakkında kısa açıklayıcı bilgiler yer almaktadır.

1.6.4.1. Sabit ve Tesadüfî Değişkenler

Sabit değişkeni, hatasız bir şekilde ölçüldüğü varsayılan bir değişken olarak tanımlayabiliriz. Ayrıca bir çalışmada sabit bir değişkenin değerlerinin başka bir çalışmada o sabit değişkenin değerleri ile aynı olduğu varsayılmaktadır. Tesadüfî değişkenler ise, geniş bir popülasyondan elde edilen ve dolayısıyla bunları temsil edecek değerler olarak kabul edilir. Bu iki değişken hakkında bir diğer bakış açısıyla yapılan tanım şu şekildedir. Bir örneklem popülasyon kadar büyükse, karşılık gelen değişken sabittir; örneklem popülasyonun oldukça küçük bir parçası olduğunda, karşılık gelen değişken ise tesadüfî olur (Gelman, 2005).

Kısaca belirtmek gerekirse; sabit değişken: (1) ölçüm hatası olmaksızın ölçüldüğü varsayılır; (2) popülasyona veya diğer çalışmalara istenen genelleme aynı değerlere yöneliktir; (3) çalışmada kullanılan değişken, popülasyondaki değişken değerlerinin tamamını veya çoğunu içerir. Sabit değişkene örnek olarak, yaş, cinsiyet, uyruk, deneysel çalışmalar için kontrol ve deney grubu gösterilebilir.

Tesadüfî değişken ise: (1) ölçüm hatasıyla ölçüldüğü varsayılır. Puanlar, gerçek bir puanın ve rastgele hatanın bir fonksiyonudur; (2) değerler, belirli bir olasılık dağılımına (örneğin, normal dağılım) sahip çok daha büyük bir olası değerler popülasyonundan gelir ve genelleme amaçlıdır; (3) Çalışmadaki değerlerin sayısı, çekildiği popülasyonda görüldüğü şekliyle değişkenin değerlerine göre küçüktür. Tesadüfî değişkene örnek olarak, yıllar itibarıyla nüfus sayım sonuçları, deneysel bir çalışmada gösterilen bir resmi beğenme düzeyi gösterilebilir.

Farklı değerler alan bir değişken ile tesadüfî bir değişkeni ayırt etmek önemlidir. Sabit bir değişkenin farklı değerleri olabilir, sabit bir değişkenin gruplar arasında mutlaka değişmez (eşit) olması gerekmez. Çok düzeyli modellerde, yordayıcı (açıklayıcı) değişkenler genellikle sabit değişken oldukları varsayılır.

1.6.4.2. Sabit ve Tesadüfî Etkiler

Sabit ve tesadüfî etkiler arasındaki farkı anlamak, hiyerarşik modellerin incelenmesi için çok önemlidir. Bu aynı zamanda varyans analizinde ve diğer bazı metodolojilerde de geçerlidir. Hangi tür etkinin uygun ve önemli olduğu, araştırma sorunsalının bağlamına, ilgili araştırma sorularına ve verilerin nasıl toplandığına bağlıdır.

Sabit etkiler, bir araştırmacının üzerinde çalıştığı bir değişkenin sahip olduğu düzeylerle ilgilidir. Araştırmacı verileri, ilgili değişkenin tüm düzeylerinden toplamaktadır. Tesadüfî etkide ise, değişken birçok düzeye sahiptir ve araştırmacının ilgisi tüm düzeylerdedir. Ancak veriler sadece tesadüfî olarak belirlenmiş bir düzeyden elde edilmektedir. Bu nedenle, tesadüfî etkiler, araştırmacının gözlemlemediği düzeylere yönelik genelleme yapmakla ilgilendiği durumlarda, bir değişkenin olası tüm düzeylerinin bir alt kümesi olan etkilerdir. Örneğin, deneysel bir çalışmanın yürütüldüğü sınıf ortamını düşünün. Bu tür çalışmada, özel muamele görmeyen bir kontrol grubu ve öğretmenlerin özel eğitim verdiği bir deney

grubunun olduğunu varsayalım. Öğrencilerin iki gruptan birindeki üyeliğini temsil eden bir değişken sabit bir etki olarak kabul edilir, çünkü kontrol ve deney şeklinde ortaya çıkan iki düzey (veya kategori olarak da görülebilir) söz konusu değişkenin sadece iki olası düzeyidir. Bu deneysel çalışmaya birden fazla sınıf dâhil olduğunda, bu sınıflar araştırmacının bulguları genellemek istediği olası tüm sınıfların bir alt kümesini temsil eder, bu nedenle bu deneysel çalışma tesadüfi bir etki de içermektedir (Department of Statistics and Data Sciences, 2012).

Bazı araştırmacılar, hiyerarşik (çok düzeyli) analizi tartışırken, çalışmanın odağında veride bulunan tüm üyelerin bulunduğu sonlu bir popülasyon bulunuyorsa (örneğin, bir ildeki tüm ilkokullar) bir kesişimi “tesadüfi” olarak adlandırabilir. Ancak kesişimin, popülasyonun farklı üyeleri için farklı olmasına izin verilir. “Kesişim” terimini kullanmak; kesişimin farklı değerler almasına izin verilse de, araştırma odağında sadece sonlu popülasyon olduğunu ve bu popülasyonun ötesinde bir çıkarım anlamına gelmediğini vurgulamaya yardımcı olabilir. Çok düzeyli regresyon modellerinde, hem düzey-1 hem de düzey-2 yordayıcılarının sabit olduğu varsayılır. Bununla birlikte, düzey-1 kesişimlerin ve eğimlerin tipik olarak gruplar arasında tesadüfi olarak değiştiği varsayılır. Hata dağılımları hakkındaki varsayımlardan dolayı, söz konusu varyanslara “tesadüfi katsayılar” denir. Önceki kısımlarda, çok düzeyli modellere ait denklemlerden söz etmiştik. Bu denklemlerde yer alan β_{0j} ve β_{1j} tesadüfi olarak ele alınabilir. Araştırmacı, yaptığı çalışmada bu bağımsız değişkenlerin belirli değerlerinin ötesine genelleme yapmak yerine, çalışmadaki belirli grupların ötesine genelleme yapmaya çalışır. Örneğin, araştırmada incelenen 100 okul olabilir, ancak araştırmacı elde ettiği bulgular arasında yer alan ortalamaları (kesişimleri) veya x-y ilişkisini (eğimler) daha geniş bir okul evrenine yönelik genelleme yapma gayretinde olabilir.

Kısaca belirtmek gerekirse; sabit etki: (1) tipik olarak regresyonda kullanılan istatistiksel model ve bağımsız değişkenin sabit olduğunu varsayan ANOVA için geçerli olabilmektedir (örneğin fixed effects ANOVA, fixed effects regression); (2) sonuçların genelleştirilmesi, popülasyondaki veya diğer çalışmalardaki benzer bağımsız değişken değerlerine uygulanır; (3) muhtemelen daha küçük standart hatalar üretir.

Tesadüfi etki: (1) bağımsız bir değişkenin tesadüfi olduğunu varsayan bazı istatistiksel regresyon modeli veya ANOVA modelleri için geçerli olabilmektedir (örneğin random effects ANOVA, random effects regression); (2) genel olarak, bağımsız değişkenin seviyelerinin, genelleştirmek istenen olası değerlerin küçük bir alt kümesi olduğu düşünüldüğünde kullanılır; (3) muhtemelen daha büyük standart hatalar üretir, bu nedenle daha az güçlü olduğu söylenebilir.

1.6.5. Merkezileştirme

Açıklayıcı (tahminci) değişkenlerin nasıl merkezileştirildiği, çok düzeyli analizlerin önemli yönlerinden biridir. Çok düzeyli modellerde, araştırmacının hedefleriyle ilişkili olarak sabit etkilerin kolayca yorumlanabilmesi önemlidir. Araştırmacının merkezileştirme konusundaki kararları, açıklayıcı değişkenlerin nasıl yeniden ölçeklendirileceğiyle ilgilidir, böylece kesişim en avantajlı şekilde tanımlanabilir. Her durumda geçerli tek bir doğru karar olmamasına rağmen, merkezileştirme konusunda verilecek karar araştırmacının kavramsal yaklaşımı esas alınarak oluşturulmalıdır (Heck, 2015).

Kısaca ifade etmek gerekirse, merkezileştirme, bir değişkenin ortalamasını her bir değerden çıkarma işlemini ifade eder (Park, 2008). Bu, merkezileştirilmiş değişkenlerin örneklem ortalamasının 0 (sıfır) olduğunu ve her bir bireyin (merkezileştirilmiş) puanının, ortalamadan bir birim sapmayı temsil ettiğini

gösterir (Finch & Bolin, 2016). Geleneksel çoklu regresyon analizinde, açıklayıcı değişkenler üzerinde yapılan çeşitli doğrusal dönüşümler, regresyon tahminlerinin özünü pek değiştirmez. Örneğin, açıklayıcı bir değişkeni ikiye bölersek, yeni regresyon eğimi eskisinin iki katına eşit olur, standart hata da eskisinin iki katı olur ve regresyon eğimi için anlamlılık testi tam olarak aynı sonucu verir. Daha da önemlisi, açıklanamayan artık varyansın oranı ve dolayısıyla çoklu korelasyon da değişmez. Bununla birlikte, çok düzeyli analizlerde, kesişimler ve kesişime ait varyanslar araştırmanın odağındadır ve yapılacak doğrusal dönüşümler bu değerleri etkiler.

Klasik regresyon analizlerinde, popülasyon ortalamasının etrafında merkezileştirme işlemi yapmak, en sık kullanılan yaklaşımdır. Yukarıda ifade edildiği üzere, merkezileştirme işlemi ölçekler üzerinde anlamlı bir sıfır noktası oluşturmayı amaçlar (Aiken & West, 1991). Klasik doğrusal regresyon modellerine etkileşim (interaction) terimlerini dâhil ettiğimizde özellikle önemli hale gelir. Bu tür düzenleyici (moderator) analizleri yaptığımızda, düzenleyici değişken üzerinde sıfır olan katılımcılar için değişkenler arasındaki ilişkiyi temsil eden koşullu veya bağlamsal etkiler elde ederiz. Bu nedenle, daha anlamlı bir şekilde yorumlanabilir katsayılar elde etmek için bağımsız değişkenleri (düzenleyici değişken dâhil) merkezileştirmek gereklidir. Bu ayrıca, çoklu eşdoğrusallık problemin önüne geçmek için de önemlidir. Aynı durum, çok düzeyli analizler için de geçerlidir. Zira çok düzeyli analizlerde de sıklıkla düzenleyici (moderator) analizler uygulanabilmektedir. Çok düzeyli analizlerde merkezileştirme işlemi uygulanarak, tesadüfi kesişimler ve eğimler arasındaki yüksek derecede ilişki nedeniyle ortaya çıkabilecek çoklu eşdoğrusallık problemin önüne geçilmiş olunur (Wooldridge, 2005). Merkezileştirme işleminin bir diğer yararı, bulguları yorumlamamızda ortaya çıkar. Merkezileştirme, anlamlı sıfır noktaları oluşturmamıza yardımcı olur ve bu da regresyon çıktımızı etkiler. Merkezileştirmenin sadece metrikler üzerindeki bazı soyut yapıları ölçen ölçekler için anlamlı olmadığına dikkat etmek önemlidir. Metrik değişkenler (örneğin, yaş veya seyahat süresi) bir regresyon modeline dâhil edildiğinde, orijinal sıfır değerlerine (örneğin yaş 0 olan katılımcılar veya seyahat süresi 0 saat olanlar) bağlı kesişimler elde ederiz. Pek çok uygulamada, bağımsız değişkenlerin 0 değeri alması mantıklı olamaz, ancak bu durum, regresyon denkleminde kesişimi yerleştirmek için gerekli bir değer olarak karşımıza çıkar, ancak kolayca yorumlanabilir bir değer olmadığını tekrar söylemek gerekir. Bununla birlikte, regresyon modellerinde bağımsız değişken merkezileştirildiğinde; kesişimin değeri (bağımsız değişkenin ortalama değerinde) bağımlı değişkenin değerine denk gelir. Bu, birçok durumda araştırmacılar için daha yararlı yorumlar ortaya çıkarmalarına yardımcı olur. Çok düzeyli analizlerde de – tıpkı klasik regresyon modellerinde olduğu üzere – merkezileştirmenin bulguları daha anlamlı bir şekilde yorumlamada faydası bulunmaktadır (Finch & Bolin, 2016).

Çok düzeyli modellemede merkezileştirmenin, genelde, iki farklı tekniği vardır: Genel ortalama etrafında merkezileştirme (grand-mean centering) ve grup ortalama etrafında merkezileştirme (group-mean centering).

1.6.5.1. Genel Ortalama Etrafında Merkezileştirme

Genel ortalama etrafında merkezileştirme, tüm örneklemin bir ortalaması (yani bir genel ortalama) her bireyin puanından çıkarılarak yapılır. Bunu yaparak, bir i vakasının veya bireyin x_i üzerindeki puanı ortalamadan bir sapma puanı haline gelir (yani $x_i - \bar{x}$) ve x_i 'nin konumu, tahmin edilen sonuç değişkeni (y_i) için (yani kesişim), $x_i = 0$ 'dan $x_i = \bar{x}$ 'e doğru değişmiş olur.

Varsayalımki elimizde 55 farklı firmada çalışan 255 işgörenden oluşan bir veri setimiz olsun. Bu veri setinde X = kıdem (yıl olarak çalışma süresi) ve Y = görev performansı olsun. Bu durumda A = kıdem süresi 0 yıl olan işgörenin beklenen görev performansı olur. Klasik regresyon analizinde, X (kıdem) değişkenini örneklemin genel kıdem ortalaması etrafında merkezileştirdiğimizi (yani standardize ettiğimizi) düşünelim ve örneklemin genel kıdem ortalamasının $X_{\bullet} = 11$ yıl olduğunu bulmuş olalım. Bu durumda klasik regresyon denklemimiz şu şekilde olur:

$$Y = A + B (X - X_{\bullet}) \quad (1.16)$$

Bu durumda, denklemdeki kesişim farklı bir şeyi gösterir, yani ortalama kıdeme sahip başka bir ifadeyle 11 yıl kıdeme sahip bir işgörenin beklenen görev performansı skorunu temsil eder. Çünkü;

$$Y = A + B (11 - 11) \quad (1.17)$$

İşte bu sözünü ettiğimiz merkezileştirme genel ortalama etrafında merkezileştirmedi. Çok düzeyli modellerde her bir grup için ayrı kesişimler bulunmaktadır. Bu nedenle, çok düzeyli modellerin analizinde genel ortalama etrafında merkezileştirme işleminde, grup kesişimi söz konusu grubun düzeltilmiş ortalamasıdır. Çok düzeyli analizde düzey-1'deki bağımsız değişkenler genel ortalama etrafında merkezileştirilmiş olarak girildiğinde, her grubun kesişimi, düzey-1'deki bağımsız değişkenin genel ortalamada olduğu bir gözlem için beklenen değeri temsil eder. Bu, düzey-2'deki bağımsız değişkenlerin genel ortalama etrafında merkezileştirilmesi için de benzerdir. Ancak bu durumda, tahmin edilen (β_{0j}) her grup için kesişimdir ve dikkate alınan ise düzey-1'deki bağımsız değişkendir. Yukarıda örneğimizde, kıdem genel ortalama etrafında merkezileştirilmiş olarak çok düzeyli analize girildiyse, bu durumda kesişim, ortalama kıdeme sahip bir işgören için her firmada beklenen puanı temsil eder ve bu durumda "ortalama" örneklemdaki tüm işgörenler dikkate alınarak tanımlanır.

Neden genel ortalama etrafında merkezileştirme işlemini yapmak isteyelim? Birincisi, bu işlemlerle kesişim biraz daha anlamlı hale gelir. Örneğimizden devam edersek A , ortalama kıdeme sahip bir işgörenin tahmin edilen ortalama görev performansı puanına eşittir. Çok düzeyli analizde β_{0j} , j firmasındaki ve kıdemi örneklemin genel kıdem ortalamasına eşit olan işgörenin ortalama görev performansını temsil eder. İkinci olarak, bazı kuramsal nedenlerden dolayı bireyler ve örneklemdaki "ortalama" birey arasında karşılaştırmalar araştırmanın ilgi odağında olabilir. Üçüncü olarak, düzey-1 ve düzey-2 yordayıcılar arasındaki çoklu eşdoğrusallık sorunu genel ortalama etrafında merkezileştirme işlemi ile azaltılabilir. Çoklu eşdoğrusallık sorunu, klasik regresyonda olduğu gibi çok düzeyli analizlerde de tahmin sorunlarına neden olur. Ayrıca, merkezileştirmeden etkilenebilecek eğimler ve kesişimler arasında doğrusallık sorunu ortaya çıkabilmektedir.

1.6.5.2. Grup Ortalama Etrafında Merkezileştirme

Grup ortalamasına göre merkezileştirme, kesişimi, ortak değişken değerleri bir grubun ortalamasına (yani bir gruptaki tüm bireylerin ortalaması) eşit olan bir birey (veya vaka) için beklenen sonuç olarak yorumlamamıza olanak tanır (Paccagnella, 2016). Bu ayrıca bağlamsal merkezileştirme (context centering) olarak da adlandırılır. İşlem olarak, basit bir ifadeyle, her bireyin puanı ile ait oldukları grubun ortalaması arasındaki fark hesaplanır. Grup ortalamasına göre merkezileştirme, araştırmacı özellikle grupların (bağlamların) birey çıktılarını (sonuçları) nasıl etkilediğini araştırmak için gruplar arası ve grup içi bileşenleri

toplam varyasyondan ayırmakla ilgilendiğinde, özellikle grup yapısının araştırma modelinde dikkate alındığında yapılıdır (Cronbach & Webb, 1975).

Düzyey-1'deki bağımsız değişkenler grup ortalamasına göre merkezileştirilmiş olarak çok düzeyli analize girildiğinde, her grup için kesişim, düzey-1'deki değişkenin grup ortalamasında olduğu bir gözlem için beklenen değeri temsil eder. Kavramsal olarak bu, düzey-2 'deki merkezileştirme seçeneklerine pek benzememektedir. Bağımsız değişkenler grup ortalamasına göre merkezileştirilmiş olarak girildiğinde, bu, kavramsal olarak her grup için ayrı bir regresyon analizi yapmaya eşdeğer bir analiz üretir. Ve daha sonra bu analizlerden gelen katsayılar başka bir analizde bağımlı ölçümler olarak ele alınır, bu nedenle "eğimlerin çıktı olması" (slopes as outcomes) ifadesi buradan gelmektedir. Örneğimizde, kıdem grup ortalamasına göre merkezileştirilmiş olarak girildiyse, bu durumda kesişim, her bir firma için ortalama kıdeme sahip bir işgörenin beklenen görev performansı skorunu temsil eder. Burada söz edilen "ortalama" söz konusu firmadaki tüm işgörenler açısından anlaşılmalıdır.

Düzyey-1 değişkeni grup ortalamasına göre merkezileştirildiğinde ve bu düzey-2'de özel bir değişken olarak birlikte kullanıldığında, aslında ortalamaların yeniden hesaplandığını söyleyebiliriz. Çünkü düzey-1 değişkeni grup ortalamasına göre merkezileştirildiği zaman grup ortalaması ortadan kaldırılmış olur. Bazen bu tür bir çok düzeyli modelin amacı, bir bağımsız değişkenin ayrı ayrı grup içi ve gruplar arası etkilerini araştırmaktır. Örneğin, bir işgörenin algılanan iklimi (düzey-1) ile örgüt ikliminin (düzey-2) görev performansı üzerindeki etkisi nedir? Veya bir öğrencinin sosyoekonomik düzeyi ile okul sosyoekonomik düzeyi akademik başarısı üzerindeki etkisi nedir? Bu tür modelde, düzey-1 ve karşılığı olan düzey değişkeni birlikte girildiğinde, merkezileştirme yaklaşımları katsayıların yorumlanmasını etkilemektedir (Raudenbush & Bryk, 2001). Eğer düzey-1 değişkeni grup ortalamasına göre merkezileştirilir ise, düzey-1 katsayısı γ_{10} grup içi etkiyi gösterir, düzey-2 katsayısı γ_{01} ise gruplar arası etkiyi gösterir. Genel ortalama etrafında merkezileştirilme işlemi yapılırsa, bu durumda γ_{10} grup içi etkiyi gösterir, γ_{01} ise bağlamsal etkiyi gösterir. Bağlamsal etki grup içi ile gruplar arası eğimler arasındaki farktır. Grup ortalamasına göre merkezileştirilme işleminde bağlamsal etki katsayısı grup içi ve gruplar arası katsayılar kullanılarak hesaplanabilir.

Burayakadarmerkezileştirmedekullanılaniki farklıteknikten söz ettik. Literatürde, çoklueşdoğrusallığın zararlı etkilerini azaltmada hangi yaklaşımın en iyi olabileceği konusunda bazı anlaşmazlıklar olsa da (Bryk & Raudenbush, 1992; Snijders & Bosker, 2011), araştırmacılar, çoğu durumda bu iki tekniğin iyi çalışacağını belirtmektedirler (Kreft vd., 1995). Bu nedenle, hangi yaklaşımın kullanılacağına ilişkin yapılacak seçim, x ve y arasındaki ilişkinin niteliğine ilişkin esaslı gerekçelerle oluşturulmalıdır. Genel ortalama etrafında merkezileştirmeyi kullanarak, tüm örneklem boyunca bireyleri birbirleriyle (genel ortalama biçiminde) örtük olarak karşılaştırıyoruz. Bununla birlikte, grup ortalama etrafında merkezileştirmeyi kullanırken, her bir bireyi kendi grubu içindeki x üzerinde göreceli konuma yerleştiriyoruz (Finch & Bolin, 2016).

Merkezileştirme ile ilgili önemli kararlar, düzey-1 değişkenlerin nasıl merkezileştirilmesi gerektiği ile ilgilidir. Diğer taraftan, düzey-2 değişkenlerin merkezileştirilmesi için yalnızca bir seçenek vardır, o da genel ortalama etrafında merkezileştirmedir. Çünkü grup başına yalnızca bir puan olduğu için, düzey-2 değişkenleri için karar oluşturmak oldukça kolaydır. Düzey-1 değişkenlerinin merkezileştirilmesi ile ilgili yapılan seçimler çok daha zordur. Genel olarak, hemen hemen tüm koşullarda geçerli olmasa da, kesişimin yorumlanması, merkezileştirilmemiş değişkenlere kıyasla, merkezileştirilmiş değişkenler kullanıldığında daha makul olacaktır. Bazı araştırmacılar, düzey-1 değişkenlerinin merkezileştirilmesi ile ilgili şu kriterlerin göz önünde bulundurulması gerektiğini belirtmektedirler (Enders, 2013): (a) Birinci durum, düzey-1 değişkeni,

grup üyeliğinden bağımsız bireysel farklılıkları veya grup içindeki bireysel farklılıkları yansıttığı durumdur. Bir değişkeni grup üyeliğinden bağımsız olduğunda, ona ait puan değerlerinin yorumlanması aynı grubun diğer üyelerine bağlı değildir (yani, önemli olan bir bireyin o değişken üzerindeki mutlak konumudur). Genel ortalama etrafında merkezileştirme, tüm düzey-1 birimler arasında mutlak puan farklılıklarını koruduğu için bu durum için uygundur. (b) İkinci durum, grup içi farklılıkları yansıtan bir değişkenin, göreceli bir puan yorumu gerektirdiği durumdur (yani, önemli olan bir bireyin gruptaki diğerlerine göre konumudur). Bu durum, literatürde kurbağa-göl etkisi ile yakından ilişkilidir. Kurbağa-göl etkisi, genel olarak daha düşük bir gruptaki yüksek performanslı bireylerin, genel olarak üstün bir gruptaki düşük performanslı bireylere göre kendilerini daha olumlu değerlendirme eğilimini ifade eder (VandenBos, 2015). Başlangıçta akademik öz-değerlendirmeleri tanımlamak için kullanılan terim, son zamanlarda, daha genel standartların aksine, kendini etrafı veya bulunduğu ortam ile karşılaştıran herhangi bir değerlendirmeye atıfta bulunacak şekilde genişletilmiştir. Kurbağa-göl etkisi, bireylerin kendilerini akran gruplarındaki diğerlerine göre yargıladıkları sosyal karşılaştırmalardan ortaya çıkar. Örneğin, ortalama başarısı yüksek bir okula giden yetenekli bir öğrencinin, sınıf arkadaşlarınıninkine göre başarısının ortalamasının altında olması nedeniyle zayıf bir akademik benlik kavramına sahip olabilmektedir (yani, aslında yetenekli bir öğrenci büyük bir havuzdaki küçük kurbağa durumuna düşmüştür). Bu durumda, grup ortalamasına göre merkezileştirilme, kurbağa-göl etkileri için idealdir çünkü her bir grup içindeki göreceli puan farklılıklarını yansıtan bir değişkeni ortaya çıkarır.

Bazı araştırmacılar, düzey-1 değişkeni sürekli bir değişken ise grup ortalama etrafında merkezileştirmeyi kullanmayı önermektedir (Nezlek, 2011). Merkezileştirme ile ilgili verilecek karar, büyük ölçüde araştırma sorularına bağlıdır. Gene de, hangi merkezileştirme işleminin tercih edilmesi gerektiği konusu oldukça karmaşıktır ve bu konuda araştırmacıların bazı önerileri olduğunu belirtmek isteriz (Algina & Swaminathan, 2011; Enders & Tofighi, 2007):

- X ve Y arasındaki düzey-1 ilişkisinin önemli olması durumunda grup ortalamasına göre merkezileştirilme uygundur;
- Araştırmacı öncelikle bir düzey-2'deki bağımsız değişkenle ilgilendiğinde ve düzey-1 değişkenlerini kontrol etmek istediğinde genel ortalama etrafında merkezileştirme daha uygundur;
- Düzey-1 ve düzey-2'deki bir değişkenin farklı etkisini incelemek için genel ortalama etrafında merkezileştirme veya grup ortalamasına göre merkezileştirilme kullanılabilir;
- Düzey-1'de yer alan değişkenleri kapsayan etkileşimsel (interaction) etkiyi incelemek için grup ortalamasına göre merkezileştirilme tercih edilir. Düzey-2'de yer alan değişkenleri kapsayan etkileşimsel etkiyi incelemek için ise genel ortalama etrafında merkezileştirilme uygundur.

Merkezileştirme hakkında belirtilen bu tavsiyeler uygun ve yerinde olsa da, araştırma amacı, çok düzeyli modelin yapısı, örneğin hem düzey-1 hem de düzey-2 değişkenlerin dâhil edilip edilmediği, düzeylerarası veya düzey içi etkileşimlerin olup olmadığı, merkezileştirme seçimlerinin sonuçları üzerinde bir fark yaratabilir.

1.6.6. Örneklem Büyüklüğü

Çok düzeyli analizlerde örneklem büyüklüğüyle ilgili sorular iki konuya odaklanma eğilimindedir (Cohen, 1988, 2005; Hox, 2002). Birincisi belirli bir istatistiksel tahmin yöntemini uygulamak için ne kadar büyüklükte örneklemin olması ile ilgilidir. Diğeri ise, belirli bir istatistiksel güç elde etmek için ne

kadar örneklem büyüklüğüne ihtiyaç olduğuyla ilgilidir. Çok düzeyli bir çalışma gerçekleştirilmeden önce, önceden tanımlanmış bir etkinin istatistiksel olarak anlamlı olacağından emin olmak için farklı düzeyleri kapsayan model için ihtiyaç duyulan örneklem büyüklüğünü hesaplamak gereklidir.

Çok düzeyli modeller için örneklem büyüklüğüyle ilgili olarak asgari düzeyde uyulması önerilen kurallar şunlardır:

- En yaygın olarak sunulan temel kural, en az 20 grup ve grup başına en az 30 gözlemdir (20/30 kuralı) (Heck, 2008).
- Bir diğer alternatif öneri, 30 grup ve grup başına 30 gözlemdir (30/30 kuralı) (Hox, 2002) (Kreft & Yoon, 1994).
- Özellikle, düzeylerarası arası etkileşimler (interactions) araştırmanın odağında ise, grup sayısı daha fazla olmalıdır: 50 grup ve grup başına 20 gözlem (50/20 kuralı) önerilmektedir (Hox vd., 2017).
- Çok düzeyli modelde tesadüfi kısma, varyans ve kovaryans bileşenlerine ve bunların standart hatalarına bir ilgi varsa, grup sayısı daha fazla olmalıdır. Önerilen yaklaşık 100 grup ve grup başına 10 gözlemdir (100/10 kuralı) (Hox vd., 2017).

Bu temel kurallar, veri toplamaya bağlı maliyetlerin olduğunu bize göstermektedir. En önemlisi grup sayısı artınca, grup başına gözlem sayısı azalma eğilimindedir. Esasen, çok düzeyli modellerde optimal tasarım, istatistiksel gücü veri toplama maliyetlerine karşı dengeleme sorunudur. Bu veri toplama maliyetleri, veri toplama yönteminin ayrıntılarına bağlıdır. Birçok araştırmacı (Cohen, 1988; Moerbeek vd., 2000; Raudenbush & Liu, 2000; Snijders & Bosker, 2011), bu hususları gözeterek, yaptıkları araştırma sonuçlarına (simülasyon çalışması gibi) bağlı olarak farklı düzeylerde olması gereken örneklem büyüklüğü konusunda önerilerde bulunmaktadır.

Çok düzeyli analizlerde örneklem büyüklüğü hesaplamaları hakkında önemli miktarda çalışma literatürde bulunmaktadır (Cohen, 1988; Hedeker vd., 2016; Jung vd., 2001; Lee & Dubin, 1994; Liu & Liang, 1997; Moerbeek vd., 2000, 2003; Plewis & Hurry, 1998; Snijders & Bosker, 1993). Genel olarak, çok düzeyli bir çalışmada ihtiyaç duyulan örneklem büyüklüğünü hesaplamak için, önce standart bir örneklem büyüklüğü hesaplaması yapılmalı ve ardından buna bir düzeltme faktörü eklenmelidir (Twisk, 2006). Standart örneklem büyüklüğündeki hesaplamalar temel olarak deneysel çalışmalar için tasarlanmıştır. Müdahale sonrası belirli bir sonuç değişkeninde deney ve kontrol grubu arasında beklenen fark, etki büyüklüğü olarak kullanılır. Denklem (1.18), sürekli bir sonuç değişkeni için standart örneklem büyüklüğü hesaplamasını gösterir:

$$N_1 = [(Z_{(1-\alpha/2)} + Z_{(1-\beta)})^2 * \sigma^2 * (r + 1)] / (v^2 * r) \quad (1.18)$$

Bu denklemde; N_1 = müdahale grubu için örneklem büyüklüğü; α = anlamlılık değeri; $Z_{(1-\alpha/2)}$ = $(1-\alpha/2)$ standart normal dağılımın yüzdelik noktası; $(1-\beta)$ = güç; $Z_{(1-\beta)}$ = $(1-\beta)$ standart normal dağılımın yüzdelik noktası; σ = sonuç değişkeninin standart sapması; r = karşılaştırılan gruplardaki denek sayısının oranı (öneğin N_0/N_1); N_0 = kontrol grubu için örneklem büyüklüğü; ve v = gruplar arasında sonuç değişkeninin ortalama değerindeki farktır.

Çok düzeyli analizde gerekli örneklem büyüklüğünü hesaplamak için kullanılabilecek iki farklı düzeltme faktörü vardır. Denklem (1.19) ilk düzeltme faktörünü gösterir:

$$m * n = N * [1 + (n - 1)\rho] \quad (1.19)$$

Bu denklemde; N = standart örneklem büyüklüğü hesaplamasına göre denek sayısı; m = grup sayısı; n = grup başına düşen gözlem (vaka) sayısı; ρ = grup içi korelasyon katsayısıdır (ICC).

Örneğin, bir çalışmada, standart örneklem büyüklüğü hesaplamasında 200 katılımcının (işgören) gerekli olduğunu bulduk ve her firma başına 20 işgören bulunmasını öngörüyoruz. Aynı zamanda, grup içi korelasyon katsayısının 0.20 olmasını umuyoruz. Denklem 1.19'a bu bilgileri yerleştirdiğimizde;

$$m * n = N * [1 + (n - 1)\rho] \rightarrow m * 20 = 200 * [1 + (20-1)0,2] \rightarrow m * 20 = 960 \rightarrow m = 48$$

48 adet firmanın gerekli olduğunu buluruz. Bu nedenle 200 katılımcı yerine, çok düzeyli bir çalışmada oldukça düşük bir seviyede grup içi korelasyon katsayısını dikkate alarak yaptığımız bu hesaplamada toplam $48 * 20 = 960$ işgörene ihtiyacımız bulunmaktadır.

Pratikte, bu örneklem büyüklüğü hesaplama prosedürü çoğunlukla kullanılmaktadır. Bu hesaplamayla grup sayısının tahmin edilebileceğini gördük. Ancak çoğu araştırmada, çok düzeyli modele dâhil edilebilecek grup sayısı (örneğin, firma sayısı veya sınıf/okul sayısı) çok esnek değildir ve bu durumda cevaplanması gereken soru şudur: her firma için kaç işgören dâhil edilmelidir? Bu işlemleri tekrarladıkça şu sonuca ulaşacağımızı göreceksiniz; grup başına düşen gözlem sayısının çoğalması belirli bir noktadan sonra (ICC'nin büyüklüğüne bağlı olarak) aslında çok az bilgi sağlar. Esasen, çok düzeyli bir çalışma tasarlanırken, grup sayısı ile grup başına düşen gözlem sayısının en uygun kombinasyonu hesaplanmalıdır. Bu doğrultuda yukarıda belirttiğimiz kuralları da dikkate alarak, genel olarak, bir çalışmaya ne kadar çok grup dâhil edilirse o kadar iyidir diyebiliriz.

1.7. BÖLÜM ÖZETİ

Bu bölümde, çok düzeyli analiz hakkında genel bilgiler verilerek, ne anlama geldiği, tarihsel gelişimi ve bu analiz tekniğine neden ihtiyaç duyulduğu ve temel konularda kısa açıklamalarda bulunulmuştur. Gerek istatistiksel teknikler gerekse bilgisayar yazılımları hızlıca ilerleyip gelişmektedir. Sonuç olarak, birçok araştırmacı gittikçe artan bir şekilde veri analizi uygularken ileri modeller kullanabilmektedir. Bu nedenle, bu bölümde çok düzeyli analize giriş yaparak hem araştırmacılara katkıda bulunmak hem de okuyucuların farkındalığını bu konuda artırmak hedeflenmiştir.



BÖLÜM 2

Çok Düzeyli Veri Seti Hazırlama



ÇOK DÜZEYLİ VERİ SETİ HAZIRLAMA

Çok düzeyli modellerin artan kullanımı IBM SPSS gibi istatistiksel analize yönelik genel amaçlı yazılımların hiyerarşik veya iç içe geçmiş verinin işlenmesi için kendi prosedürlerini sunmalarına yol açmıştır. Bununla birlikte, araştırmacılar, bu tür genel amaçlı yazılımlarla çok düzeyli modelleri tahmin etmek için izlenecek süreci, uygun komutu ve sözdizimini (syntax) belirlemeye çalışırken iki zorlukla karşılaşabilirler (Albright & Marinova, 2010). İlk olarak, çok düzeyli modelleme kullanma arzusunda olan sosyal bilimlerdeki birçok araştırmacının regresyon modellerine aşinalığı vardır, ancak istatistiksel yazılımların çoğu deneysel disiplinlerden örnekler kullanılır. Aslında, çok düzeyli modelleme, tesadüfi etkileri olan deneyleri analiz etmek için ANOVA yöntemlerinden türetilmiştir (Searle vd., 2009). İkincisi, çok düzeyli modeller için ortaya konulan sunum ve gösterim genellikle disiplinler arasında tutarsızdır (Ferron, 1997).

Bu bölümde; çok düzeyli modelleme tekniği kullanılarak yapılacak analizlerde ne tür ve hangi özelliklere sahip bir veri setine ihtiyaç duyulduğu konusuna değinilmiştir. Böylelikle, IBM SPSS kullanarak çok düzeyli modelleri tahmin etmek için ihtiyaç duyacağımız veriyi nasıl düzenlememiz gerektiğini öğrenmiş olacağız.

2.1. VERİ SETİ NASIL OLMALIDIR?

Çok düzeyli modelleme tekniğiyle yapılan analizlerde büyük veri setinin kullanıldığı görülse de; bir önceki bölümde belirtilen örneklem büyüklüğü kriterlerine göre minimum büyüklükte veri seti de yaygın olarak kullanılmaktadır. Örneğin Robert ve Reither (2004) 1980 yılındaki 'Amerikan Nüfus Sayımı' ile 1986 yılındaki 'Amerikalıların Değişen Yaşamı' (The Americans' Changing Lives) araştırmalarından elde edilen verileri eşleştirmiş ve sonuçta 3617 kişiden oluşan örneklem üzerinde sosyoekonomik statü ile toplumsal dezavantajların vücut kütlesi (obezite) üzerindeki etkisini ortaya koymuştur. Başka bir çalışmada, örneğin, Atar (2010) TIMSS (Trends in International Mathematics and Science Study Uluslararası Matematik ve Fen Eğilimleri Çalışması) 1999 Türkiye verisini kullanarak 206 okula ait toplam 7841 sekizinci sınıf öğrencisinin fen dersine yönelik tutumlarının genel fen başarısı üzerindeki etkisini araştırmıştır. İç içe verinin yer aldığı bu tür çalışmalarda birinci düzeyde (örneğin öğrenci düzeyi) yer alan bazı faktörler ile ikinci düzeyde (örneğin okul düzeyi) yer alan bazı faktörlerin bağımlı değişken üzerinde etkisi incelenmiştir. Buna karşın bazı araştırmalarda minimum düzeyde katılımcının oluşturduğu örneklem kullanılmıştır. Örneğin Örneğin Goddard ve Goddard (2001) 47 okuldan 438 öğretmen üzerinde kolektif yeterlilik ve öğretmen yeterlilik ilişkisini incelemiştir. Bir başka çalışmada, Şahin (2012) yat üretimi yapan firmalardaki 56 yönetici ve bu yöneticilere bağlı 173 çalışandan elde edilen veriyi çok düzeyli modeller ile analiz ederek, yönetim tarzı ve çalışanın örgüte bağlılığı arasındaki ilişkiyi araştırmıştır.

Daha önceki bölümde belirtildiği üzere çok düzeyli modeller farklı şekillerde karşımıza çıkabilmektedir. Örneğin belirli bir sürede veya zaman diliminde, söz konusu çıktıda ne gibi değişimlerin olduğunu araştırmak isteyebiliriz. Bakker ve arkadaşları (2015) 45 öğrenciden 3 hafta boyunca ve her hafta iki kez olmak üzere uyguladığı anketle (45 x 3 x 2 = 270 vakalık) adanmışlık, öğrenme davranışları ve performansla ilgili veri toplamıştır. ErolKorkmaz (2014) 50 çalışandan 10 iş günü boyunca anketle toplam 456 vakalık veri toplamış, duygu durumları, üretim karşıtı davranışlar ve adalet algısı arasındaki ilişkileri incelemiştir.

Görüldüğü üzere bu gibi örneklerde, belirli bir sürede yer alan zaman noktalarında (günler, haftalar gibi) bireyde bir değişimin olabileceği varsayılmakta ve ölçüm yapılmaktadır. Bu veri bireyle iç içedir, belki de bireyler de başka gruplar (örneğin okullar) içerisinde. Bu düzeyeleştirme araştırma kapsamına göre artırılabilir.

Veri setinin ne şekilde iç içe geçmiş olduğunu bir kenara bırakırsak, burada önemli olan husus, her düzey orada yer alan birimlerin kendine özgü nitelikleri betimleyen değişkenler setine sahip olmalıdır. Veriyi hiyerarşik yapıda yer alan düzeyler çerçevesinde kavramsallaştırmak dikkat gerektirir. Benzer şekilde veri setimiz hiyerarşik kavramsallaştırmayı doğru bir şekilde yansıtabilecek bir yapıda oluşturulmalıdır. İlerleyen kısımlarda, çok düzeyli modellemede kullanılan veri setinin genel yapısının nasıl olması gerektiği ele alınmıştır.

2.2. DOSYA DÜZENİ

Çok düzeyli modelleme tekniğini kullanarak analiz yapmak her farklı düzey için ayrı bir veri dosyasını gerektirir. Böylelikle farklı düzeyler arasında kesin bir ayırım yapılmış olur. Örneğin düzey1'de 7841 öğrenci varsa, bu düzeye ait veri dosyası öğrencilerle ilgili bilgileri kapsadığı gibi, aynı zamanda bir üst düzeye ait üyelik bilgilerini de (hangi sınıfın öğrencisi veya hangi okulun öğrencisi olduğunu gösteren üyelik bilgisi) kapsamalıdır.

	FormNo	FesSiraNo	HHB	Cinsiyet	Yas	MedeniD	EgitimD	Mutuluk	SaglikanM	Evlilik	EgitimM
1	245008	2	16	2	27	2	1	2	3	4	4
2	245008	11	16	2	27	2	1	3	4	4	4
3	245008	16	16	2	58	4	1	4	2	4	4
4	243908	1	15	1	73	2	1	4	4	4	4
5	243908	2	15	2	53	2	1	2	2	4	4
6	243908	4	15	2	39	2	1	3	4	4	4
7	245105	2	14	2	53	2	1	3	2	3	3
8	245105	7	14	2	26	2	1	3	3	4	4
9	245105	9	14	2	21	2	1	3	2	4	4
10	245105	13	14	2	20	2	1	5	4	5	5
11	225103	1	13	1	61	2	2	4	4	4	4
12	225103	3	13	2	64	2	1	4	4	4	4
13	225103	4	13	1	42	2	2	4	4	4	4
14	225103	6	13	2	34	2	2	3	4	4	4
15	225103	8	13	2	26	2	4	3	4	5	5
16	229305	1	13	1	45	2	2	4	4	4	4
17	229305	2	13	2	45	2	1	4	4	4	4
18	229305	3	13	1	79	4	1	2	2	4	4
19	229305	4	13	2	21	1	1	3	3	4	4
20	229305	5	13	2	19	1	1	2	4	4	4
21	219403	3	12	2	52	2	2	4	2	4	4
22	219403	4	12	2	28	2	3	4	4	4	4
23	219403	6	12	2	23	2	3	4	4	4	4

Şekil 2.1. Birinci düzeye ait veri dosyası, N = 2561

Bu bölümde örnek olarak gösterilen birinci ve ikinci düzeye ait veri Türkiye İstatistik Kurumu'nun her yıl düzenli olarak gerçekleştirdiği Yaşam Memnuniyeti Araştırmasınının 2012 yılına aittir¹. Yaşam Memnuniyeti Araştırmasında ülkemizdeki bireylerin mutluluk algılaması, umut ve kişisel sağlık, eğitim, gelir ve çalışma hayatı gibi yaşam alanlardaki memnuniyetleri ölçülmektedir. Bu araştırmada, 18 ve daha yukarı yaştaki fertler kapsam altına alınmıştır. Ayrıca aynı hanede yaşayan fertler için hane form numarası ve her bir fert için de fert numarası işlenmiştir². Dolayısıyla yaşam memnuniyeti araştırmasında elde edilen veri birden fazla düzeye işaret etmektedir. Birinci düzeyde fertler, ikinci düzeyde ise fertlerin oluşturduğu haneler yer almaktadır.

Şekil 2.1'de düzey-1'e ait bir veri dosyası gösterilmektedir. Bu örnek veri dosyasında anket uygulanan hane form numarası (FormNo); hanehalkında anket yapılan kişilere verilen sıra numarası (FertSıraNo); ve araştırmaya konu diğer değişkenler yer almaktadır (örneğin hanehalkında yaşayan kişi sayısı (HHB), yaş (Yas), cinsiyet (Cinsiyet), mutluluk (Mutluluk) gibi). Düzey-1'e ait veri dosyası 2561 kişiye ait bilgileri kapsamaktadır. Şekil 2.2'de düzey-2'ye ait bir veri dosyası gösterilmektedir. Bu veri dosyası anket uygulanan hane form numarası (FormNo); maaş, ücret, kira, faiz, müteşebbis vb. gelirlerin toplamı olmak üzere hanenin aylık toplam net geliri (HaneGelir); bu gelire hanenin temel ihtiyaçlarını karşılama düzeyi (Karsilama) yer almaktadır. Düzey-2'ye ait veri dosyası 752 haneye ait bilgileri kapsamaktadır.

	FormNo	HaneGelir	Karsilama	VDF	VDF	VDF	VDF	VDF	VDF	VDF	VDF	VDF	VDF	VDF	VDF	VDF
1	200205	5	3													
2	200212	4	2													
3	200301	6	3													
4	200312	4	2													
5	200402	2	1													
6	200403	5	3													
7	200404	6	1													
8	200503	5	2													
9	200507	5	2													
10	200510	3	3													
11	200511	5	2													
12	200512	4	3													
13	200612	1	2													
14	200903	5	3													
15	200905	6	5													
16	201106	6	4													
17	201205	5	4													
18	201301	2	2													
19	201405	2	2													
20	201408	5	2													
21	201504	3	3													
22	201505	3	3													
23	201506	5	2													

Şekil 2.2. İkinci düzeye ait veri dosyası, N = 752

Bazı durumlarda, her iki düzeye ait verinin bulunduğu tek veri dosyasının oluşturulmaktadır. Tek

1. Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) izin alınarak kullanılmıştır. 2012 Yaşam Memnuniyeti Araştırmasına ait mikro veri setini paylaştığı için TÜİK'e teşekkür ederiz.
2. TÜİK hanehalkını şu şekilde tanımlamaktadır: Aralarında akrabalık bağı bulunsun ya da bulunmasın aynı konutta yaşayan, bir veya birden fazla kişiden oluşan topluluktur.

değişkenli hiyerarşik modellerde, bu tür veri dosyası düzey-1'deki her bir birim için birer kayda sahiptir. Daha yüksek düzeydeki değişkenlerin değerleri gruplar bazında sabit olabilmektedir. Örneğin yukarıda verilen yaşam memnuniyeti araştırmasına ait veri setini ele alalım. Tek veri dosyası 752 haneden 2561 kişiye ait bilgileri kapsayacaktır. Kişi düzeyinde yer alan değişkenlere ait değerler kişiden kişiye göre farklı değerler olacaktır. Ancak, hane düzeyinde yer alan değişkenlere ait değerler 752 hanenin her biri için sabit olacaktır. Başka bir ifadeyle, bir hanede yer alan kişiler için hane düzeyindeki değişkenler aynı değere sahip olacaktır.

IBM SPSS farklı düzeylere ait veriyi kapsayan tek bir toplu dosya kullanmaktadır. Farklı düzeylere ait veriyi kapsayan tek bir dosya oluşturmak ve düzenlemek için ne tür komutlar kullanıldığına kısaca değinelim.

2.3. IBM SPSS'TE VERİ DÜZENLEMeye İLİŞKİN KOMUTLAR

Veri düzenlemeye ait birçok komut bulunduğunu hatırlatmak gerekir. Ancak IBM SPSS'te çok düzeyli analiz için veri dosyası oluşturmada gerekli olan bazı temel komutları aşağıda sırasıyla ele alalım. Bu komutlar:

- RECODE: Değişkenin mevcut değerlerini değiştirme ve yeniden düzenlemede kullanılır.
- COMPUTE: Sayısal değer alabilen yeni bir değişken oluşturma veya mevcut değişkenin değerlerini düzenlemede kullanılır.
- MERGE FILES: IBM SPSS'e uyumlu farklı veri dosyalarındaki değişkenleri birleştirmede kullanılır.
- AGGREGATE: Mevcut veri setindeki vakalar grubunu tek bir vakaya toplar ve yeni bir toplam dosya veya mevcut veri setinde toplam veriyi gösteren yeni bir değişken oluşturur.
- VARSTOCASES: Karmaşık veri yapısını daha anlaşılabilir bir hale dönüştürmede kullanılır.

İlerleyen kısımda bu temel komutları kullanarak çok düzeyli veri seti oluşturmaya çalışacağız. Örnek olarak kullanılan veriseti Türkiye İstatistik Kurumu'nun Yaşam Memnuniyeti Araştırmasından esinlenerek dşşsel olarak oluşturulmuştur. Bu veri setinde, kişilerin mutluluk skorları (Mutluluk), yaş (Yas), cinsiyet (Cinsiyet), hanehalkı gelirinden memnuniyet (HHGelirM) ve aynı zamanda ilişkilerden (akraba, arkadaş, komşu gibi) memnuniyet (IliskiM1, IliskiM2, IliskiM3, IliskiM4) düzeylerini gösteren skorlar yer almaktadır. Ayrıca kişilerin her biri için bir tanımlayıcı numara (FertSiraNo) ve bu kişilerin içerisinde yaşadığı haneler için bir tanımlayıcı numara (FormNo) bulunmaktadır. Herbir kayıt bir kişiyi temsil etmektedir. Şekil 2.3'te bu veri dosyasına ait görünüm yer almaktadır. Tablo 2.1'de ise değişkenlere ait bazı istatistikler yer almaktadır.

	FormNo	FertSıra No	Yas	Cinsiyet	Mutluluk	HHGelmM	IliskiM1	IliskiM2	IliskiM3	IliskiM4	HHB
1	245008	2	27	2	2	3	4	4	4	.	16
2	245008	11	27	2	3	4	4	4	4	.	16
3	245008	16	58	2	4	3	4	4	4	.	16
4	243908	1	73	1	4	1	4	4	4	.	15
5	243908	2	53	2	2	2	4	4	4	.	15
6	243908	4	39	2	3	2	4	4	5	.	15
7	245105	2	53	2	3	1	5	5	5	.	14
8	245105	7	26	2	3	1	4	4	4	.	14
9	245105	9	21	2	3	2	4	4	4	.	14
10	245105	13	20	2	5	2	5	5	5	.	14
11	225103	1	61	1	4	3	4	4	4	4	13
12	225103	3	64	2	4	4	4	4	4	4	13
13	225103	4	42	1	4	4	4	4	4	4	13
14	225103	6	34	2	3	4	4	4	4	4	13
15	225103	8	26	2	3	3	4	4	4	3	13
16	229305	1	45	1	4	2	4	4	4	.	13
17	229305	2	45	2	4	3	4	4	4	.	13
18	229305	3	79	1	2	2	3	3	3	.	13
19	229305	4	21	2	3	2	4	4	4	4	13
20	229305	5	19	2	2	2	4	4	4	4	13

Şekil 2.3. Veri görünümü

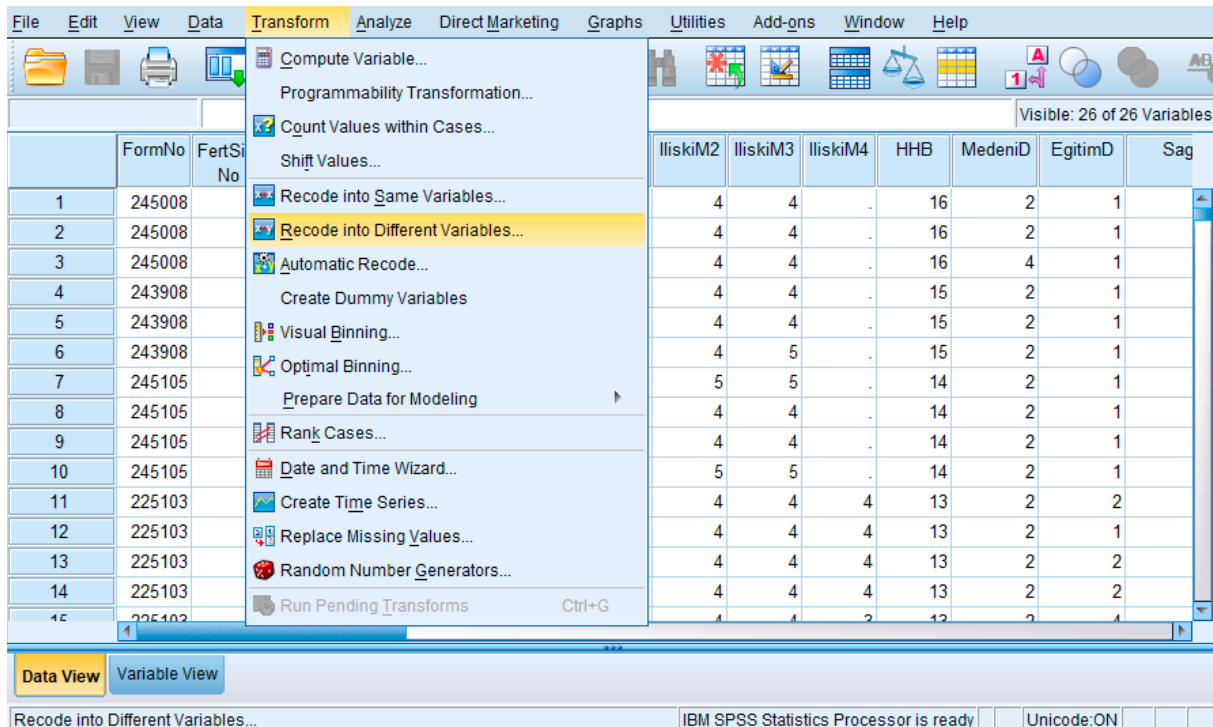
2.3.1. 'Recode' komutu

“Yeniden kodlama” komutu olarak bilinen Recode işlemi Transform menüsünden girilerek gerçekleştirilir. Bir değişkendeki skorları farklı bir şekile dönüştürmek veya yanlış girilebilecek değerleri düzeltmek için kullanılabilen çok işlevli bir komuttur. Varsayalım ki, örnek veri dosyamızda bulunan hanehalkı gelirinden memnuniyet (HHGelmM) değişkenini HHGelmM2 değişkenine dönüştürmemiz gerekiyor. bu değişkenin sıralı (ordinal) ölçümle elde edilen skorlarını sınıflandırılmış özgü (kategorik, memnun-memnun değil) skorlara çevirelim. Bu kategorik değişkeni oluşturmada %50'lik dilim kesim noktası (3.00) olarak kullanılmıştır.

Tablo 2.1. Tanımlayıcı İstatistikler

	N	Ort.	S.S.	Alt değer	Üst değer
FormNo	2551	2212224.00	13399.839	200205	245108
FertSiraNo	2551	2.47	1.372	1	16
Yas	2551	42.51	17.011	18	91
Cinsiyet	2551	1.53	0.499	1	2
Mutluluk	2551	3.55	0.811	1	5
HHGelirM	2551	3.00	0.980	1	5
IliskiM1	2551	3.85	0.647	1	5
IliskiM2	2551	4.01	0.504	1	5
IliskiM3	2551	3.88	0.619	1	5
IliskiM4	2551	3.89	0.557	1	5

Recode komutunun iki seçeneği vardır: Birincisi “aynı değişken üzerine kodla” (Recode Into Same Variables...) yeni kodlamayı eskisi ile değiştirir yani değişkenin değerlerini yeniden oluşturur. İkincisi “farklı değişken üzerine kodla” (Recode Into Different Variables) yeni kodlamayı farklı bir değişken ismi ile kaydeder. Biz bu örneğimizde ham veriyi muhafaza etmek ve yapılacak düzenlemeyle yeni bir değişken ismi ile kaydetmek için “farklı değişken üzerine kodla” (Recode Into Different Variables) komutunu tercih edeceğiz.,

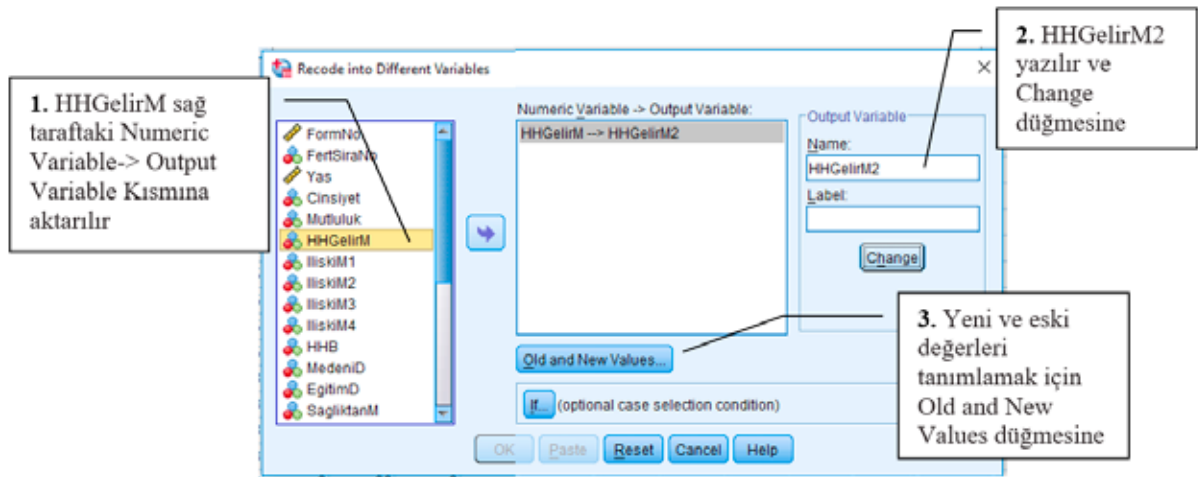


Şekil 2.4. “Recode Into Different Variables” komutu

IBM SPSS programında bu işlem için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

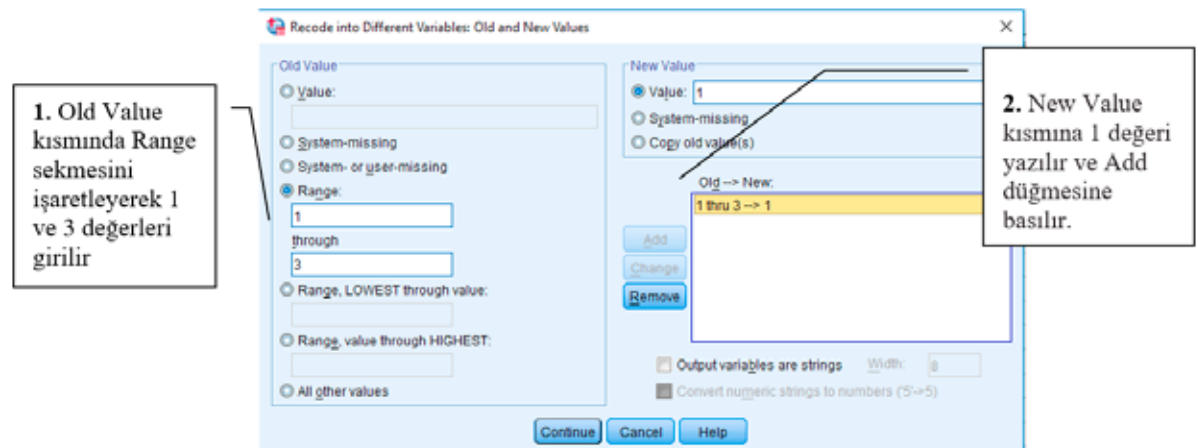
1. Bu işlem için Transform → Recode Into Different Variables komutu verilir.

2. Yukardaki komutla açılan pencerede (Şekil 2.5), değişkenler arasında bulunan HHGelirM sağ taraftaki Numeric Variable-> Output Variable Kısımına aktarılır. Sağ taraftaki Output Variable Name kısmına HHGelirM2 yazılır ve Change düğmesine basılır. Böylelikle yeni değişkenin ismini tanımlamış oluruz. Sonra yeni ve eski değerleri tanımlamak için Old and New Values düğmesine basılır.



Şekil 2.5. "Recode Into Different Variables" komutu

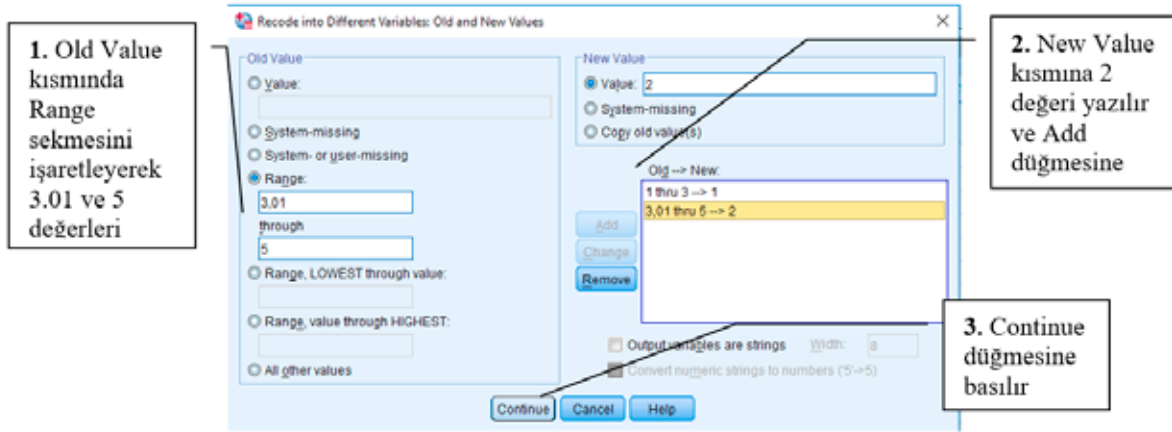
3. Açılan pencerede (Şekil 2.6), öncelikle %50'lik dilim kesim noktasına (3.00) kadar olan değerleri 1 (memnun değil) şeklinde yeniden kodlayacağız. Old Value kısmında Range sekmesini işaretleyerek 1 ve 3 değerleri girilir. New Value kısmına 1 değeri yazılır ve Add düğmesine basılır.



Şekil 2.6. "Recode Into Different Variables" komutu

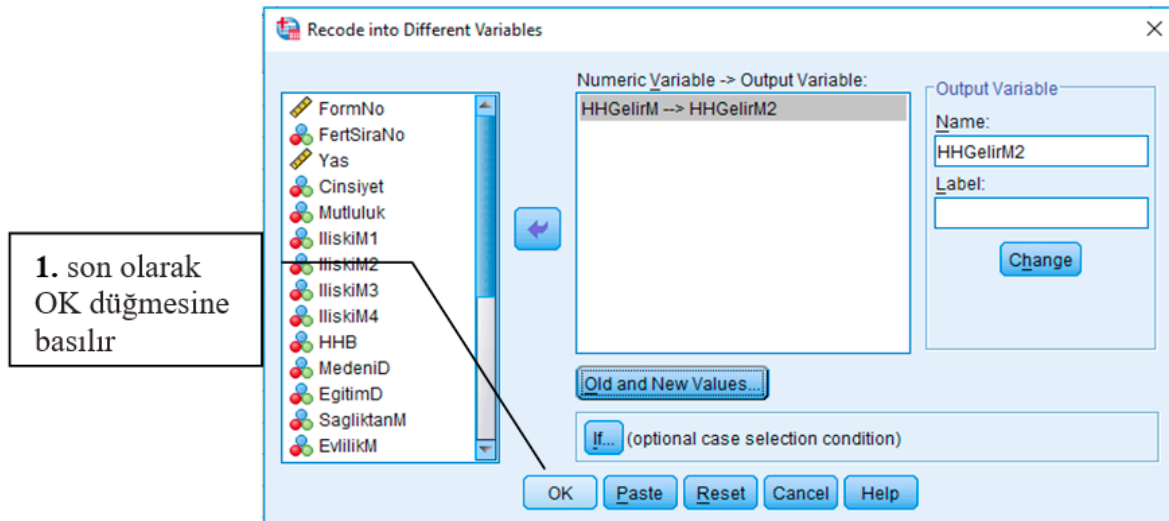
4. Sonraki %50'lik dilim kesim noktasına (3.00) büyük olan değerleri 2 (memnun) şeklinde

yeniden kodlayacağız. Old Value kısmında Range sekmesini işaretleyerek 3.01 ve 5 değerleri girilir. New Value kısmına 2 değeri yazılır ve Add düğmesine basılır. Sonra Continue düğmesine basılır.



Şekil 2.7. "Recode Into Different Variables" komutu

5. Bir önceki pencereye dönülür (Şekil 2.8) ve son olarak OK düğmesine basılır. Yeni değişken (HHGelirM2) veri setinin sonuna eklenmiş olur. İstenirse yeni değişken (HHGelirM2) eski değişkenin yanına yerleştirilerek yeniden kodlama işlemi kontrol edilebilir (Şekil 2.9).



Şekil 2.8. "Recode Into Different Variables" komutu

	FormNo	FertSira No	Yas	Cinsiyet	Mutluluk	HHGelirM	HHGelirM2	IliskiM1	IliskiM2	IliskiM3	IliskiM4	HHB	MedeniD	Egitir
1	245008	2	27	2	2	3	1,00	4	4	4	.	16	2	
2	245008	11	27	2	3	4	2,00	4	4	4	.	16	2	
3	245008	16	58	2	4	3	1,00	4	4	4	.	16	4	
4	243908	1	73	1	4	1	1,00	4	4	4	.	15	2	
5	243908	2	53	2	2	2	1,00	4	4	4	.	15	2	
6	243908	4	39	2	3	2	1,00	4	4	5	.	15	2	
7	245105	2	53	2	3	1	1,00	5	5	5	.	14	2	
8	245105	7	26	2	3	1	1,00	4	4	4	.	14	2	
9	245105	9	21	2	3	2	1,00	4	4	4	.	14	2	
10	245105	13	20	2	5	2	1,00	5	5	5	.	14	2	
11	225103	1	61	1	4	3	1,00	4	4	4	4	13	2	
12	225103	3	64	2	4	4	2,00	4	4	4	4	13	2	
13	225103	4	42	1	4	4	2,00	4	4	4	4	13	2	
14	225103	6	34	2	3	4	2,00	4	4	4	4	13	2	
15	225103	8	26	2	3	3	1,00	4	4	4	3	13	2	

Şekil 2.9. Yeni veri görünümü

2.3.2. 'Compute' komutu

"Hesaplama" komutu olarak bilinen compute işlemi Transform menüsünden girilerek gerçekleştirilir. Bu komut sayesinde veri setinde bulunan değişkenler üzerinde birbirinden farklı hesaplama işlemi yapılabilmektedir. Bu komutla örneğimize başlamadan önce açılan pencerede yer alan düğmelere ve ne işe yaradıklarına kısaca bakalım.

Düğme	Fonksiyon
+	Toplama
-	Çıkarma
*	Çarpma
/	Bölme
**	Üstel fonksiyon
<	Küçük
<=	Küçük eşit
=	Eşit
&	Ve
~	Değil
>	Büyük

>=	Büyük eşit
~=	Eşit değil
	Veya
()	Parantez

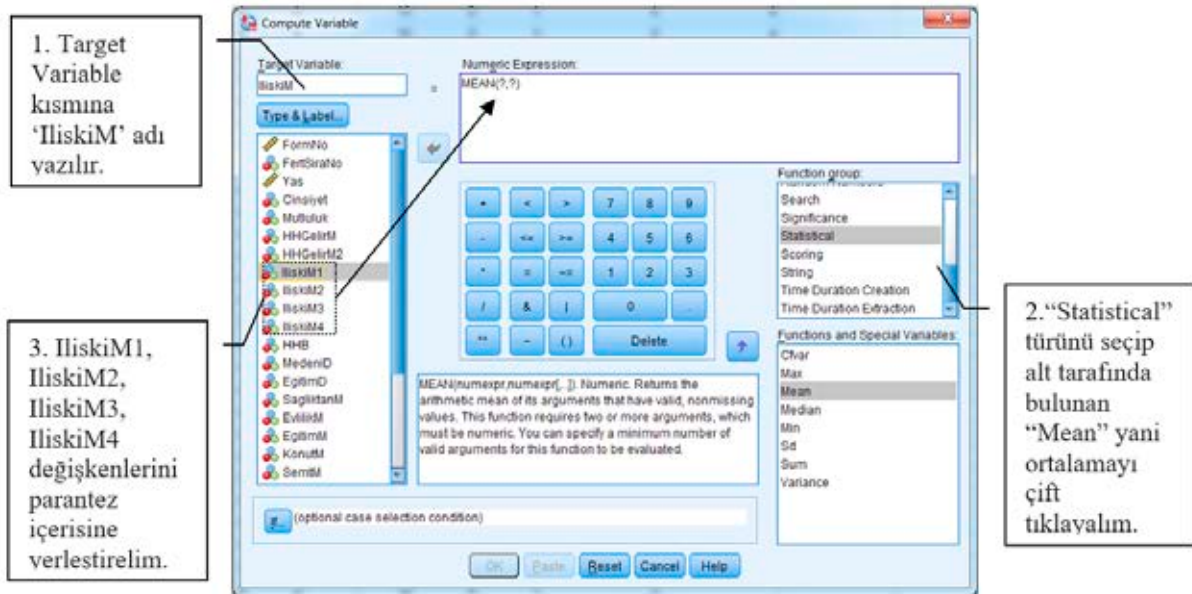
Bu komutu kullanarak ele alacağımız örnekte veri setimizde bulunan dört farklı ilişkilerden (akraba, arkadaş, komşu gibi) memnuniyet (IliskiM1, IliskiM2, IliskiM3, IliskiM4) değişkenlerin genel bir ortalamasını gösteren değişken oluşturmak istediğimizi varsayalım.

IBM SPSS programında bu işlem için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Bu işlem için Transform → Compute Variable komutu verilir.

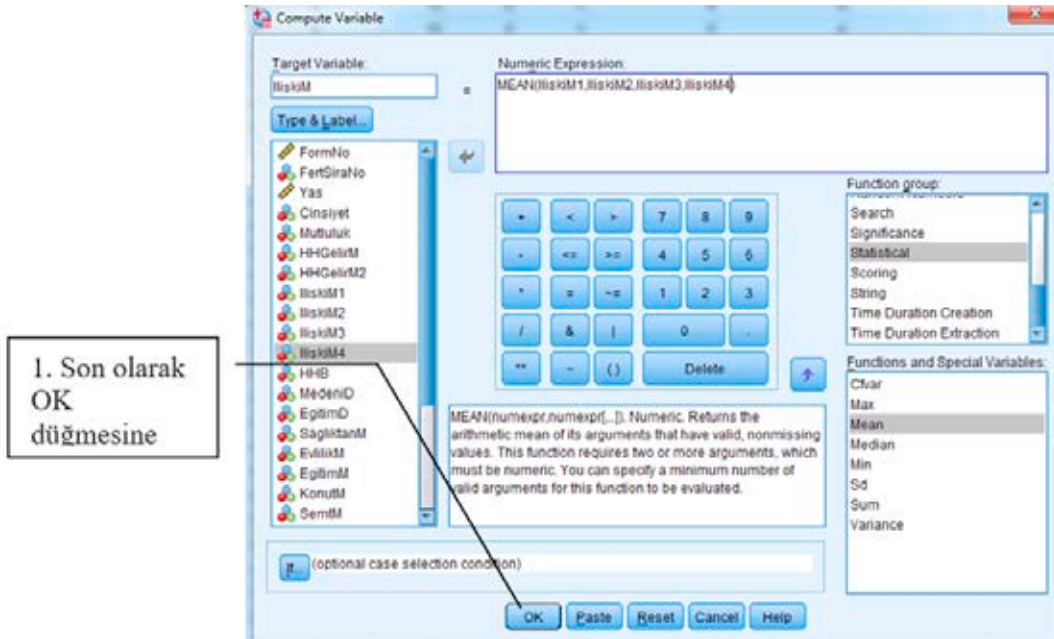
2. Yukardaki komutla açılan pencerede (Şekil 2.10), Target Variable kısmına oluşturacağımız yeni değişkenin adı yazılır. Bu örneğimizde yeni değişkenin adı IliskiM olacaktır. Daha sonra Function group kısmında “Statistical” türünü seçip alt tarafında bulunan “Functions and special variables” kısmında listelenen fonksiyonlardan “Mean” yani ortalama fonksiyonunun seçelim. “Mean” üzerinde çift tıklama ile bu fonksiyonu “Numeric expression” kısmına ekleyelim.

3. MEAN (?,?) ifadesinde parantez içerisinde bulunan soru işaretleri ortalaması hesaplanacak değişkenleri temsil etmektedir. Bu örneğimizde IliskiM1, IliskiM2, IliskiM3, IliskiM4 değişkenlerin ortalaması hesaplanacağı için bu değişkenler sol taraftaki kutudan sırasıyla işaretlenerek okla (veya çift tıklanarak) parantezin içerisine yerleştirilir. Burada dikkate edilmesi gereken bir husus ortalaması alınacak değişkenler parantez içerisinde virgülle (,) ayrılmalıdır. Kısaca “Numeric expression” kısmında görünüm şu şekilde olmalıdır (Şekil 2.11): MEAN(IliskiM1,IliskiM2,IliskiM3,IliskiM4)



Şekil 2.10. “Compute Variable” komutu

4. Son olarak OK düğmesine basılır. Yeni değişken (IliskiM) veri setinin sonuna eklenmiş olur.



Şekil 2.11. "Compute Variable" komutu

File Edit View Data Transform Analyze Direct Marketing Graphs Utilities Add-ons Window Help									
1 - IlskiM 4,00 Visible: 28 of 28 Variables									
		SGKHizM	UlastirmaHizM	IlskiM	var	var	var	var	var
1	2	6	2	4,00					
2	4	6	2	4,00					
3	2	6	2	4,00					
4	4	6	1	4,00					
5	1	6	6	4,00					
6	4	1	1	4,33					
7	4	6	6	5,00					
8	4	4	2	4,00					
9	3	6	2	4,00					
10	4	6	2	5,00					
11	4	4	4	4,00					
12	4	4	4	4,00					
13	4	4	4	4,00					
14	4	4	4	4,00					
15	2	4	2	3,75					
16	4	4	4	4,00					
17	3	4	4	4,00					
18	3	6	4	3,00					
19	4	4	4	4,00					
20	4	6	4	4,00					
21	4	6	4	4,00					
22	4	6	4	4,00					

Şekil 2.12. Yeni veri görünümü

Bu işlemlerin yanı sıra var olan değişkenlerin ortalamasını hesaplamak için "Numeric expression"

kısına (IliskiM1+IliskiM2+IliskiM3+IliskiM4)/4 ifadesi yazılması ve OK tuşuna basılması da yeterlidir.

Buraya kadar gördüğümüz Recode ve Compute komutları mevcut veri setinde yeni değişkenler oluşturmada kullanılan komutlardır ve birey düzeyinde (düzey-1'de) veri dosyasında bir takım hesaplamalarla değişiklikler yaratmaktadır. Örnek veri set dosyamızda düzey-2'ye (hane düzeyi) ait bir tek FormNo isimli değişken vardır ve o da kişilerin içerisinde yaşadığı haneler için bir tanımlayıcı numarayı göstermektedir. Çok düzeyli veri setinde analiz yapabilmek için bireylerin bulunduğu haneye ait bir takım bilgilere yani ikinci düzeye ait değişkenlere ihtiyaç vardır.

2.3.3. 'Merge files' komutu

Farklı kaynaklarda bulunan veriyi birleştirmede kullanılan bu komutla iki şekilde veri birleştirme işlemi yapılabilir. Birincisi, mevcut veri setini değişkenler (variables) eklemektir; ikincisi ise mevcut veri setine araştırma birimleri (units veya cases) eklemektir. Çok düzeyli veri analizi yaparken farklı düzeylere ait değişkenlere ihtiyaç söz konusudur. Örneğin bireylerin yer aldığı birinci düzeye ait veri dosyasına hane bilgilerini içeren ikinci düzeye ait bir takım değişkenleri ayrı bir veri dosyasından eklemek istediğimizi varsayalım. İkinci düzeye ait veri dosyası hane bilgilerini içeren üç değişkene ait skorları barındırmaktadır. Birinci değişken kişilerin içerisinde yaşadığı haneler için bir tanımlayıcı numarayı (FormNo) göstermektedir ve bu değişken birinci düzeye ait veri dosyasında yer almaktadır. İkinci değişken (HaneGelir) hanenin aylık toplam net geliri (maaş, ücret, kira, faiz, müteşebbis vb. gelirleri) göstermektedir ve kategorik ölçülmüştür:

Değer	Hane Geliri
1	0-849 TL
2	850-1180 TL
3	1181-1550 TL
4	1551-2060 TL
5	2061-3850 TL
6	3851+ TL

Üçüncü değişken ise bu gelire hanenin temel ihtiyaçlarını karşılama düzeyini (Karsilama) göstermektedir. Birinci düzeye ait veri dosyası 2551 kişiye ait bilgileri kapsarken, ikinci düzeye ait veri dosyası 744 haneye ait bilgileri kapsamaktadır. Tablo 2.2 ve Tablo 2.3'de ise düzey-1 ve düzey-2'de yer alan değişkenlere ait bazı istatistikler yer almaktadır. Ayrıca düzey-2'ye ait veri dosyasından bazı bilgilerin birinci düzeye ait veri dosyasına eklenmesi Şekil 2.13'de görülmektedir.

Tablo 2.2. Düzey-1'e ait Tanımlayıcı İstatistikler

	N	Ort.	S.S.	Alt değer	Üst değer
FormNo	2551	2212224.00	13399.839	200205	245108
FertSiraNo	2551	2.47	1.372	1	16
Yas	2551	42.51	17.011	18	91
Cinsiyet	2551	1.53	0.499	1	2
Mutluluk	2551	3.55	0.811	1	5
HHGelirM	2551	3.00	0.980	1	5
IliskiM1	2551	3.85	0.647	1	5
IliskiM2	2551	4.01	0.504	1	5
IliskiM3	2551	3.88	0.619	1	5
IliskiM4	2551	3.89	0.557	1	5

Tablo 2.3. Düzey-2'ye ait Tanımlayıcı İstatistikler

	N	Ort.	S.S.	Alt değer	Üst değer
FormNo	744	221096.06	13270.764	200205	245108
HaneGelir	744	3.35	1.529	1	6
Karsilama	744	2.58	0.875	1	5

The image shows two side-by-side screenshots of the IBM SPSS Data Editor interface. The left window, titled 'IBM SPSS - Formlar (Dataset1) - IBM SPSS Statistiki Veri Gözet', displays a data file with 112 forms and 3 variables: FormNo, HaneGelir, and Karsilama. The right window, titled 'IBM SPSS - Formlar (Dataset1) - IBM SPSS Statistiki Veri Gözet', displays a data file with 68 forms and 26 variables: FormNo, FertSiraNo, Yas, Cinsiyet, Mutluluk, HHGelirM, IliskiM1, IliskiM2, IliskiM3, IliskiM4, HHG, and MedyonD. Both windows show a grid of data points with numerical values.

Şekil 2.13. Birleştirilecek iki veri dosyasının görünümü

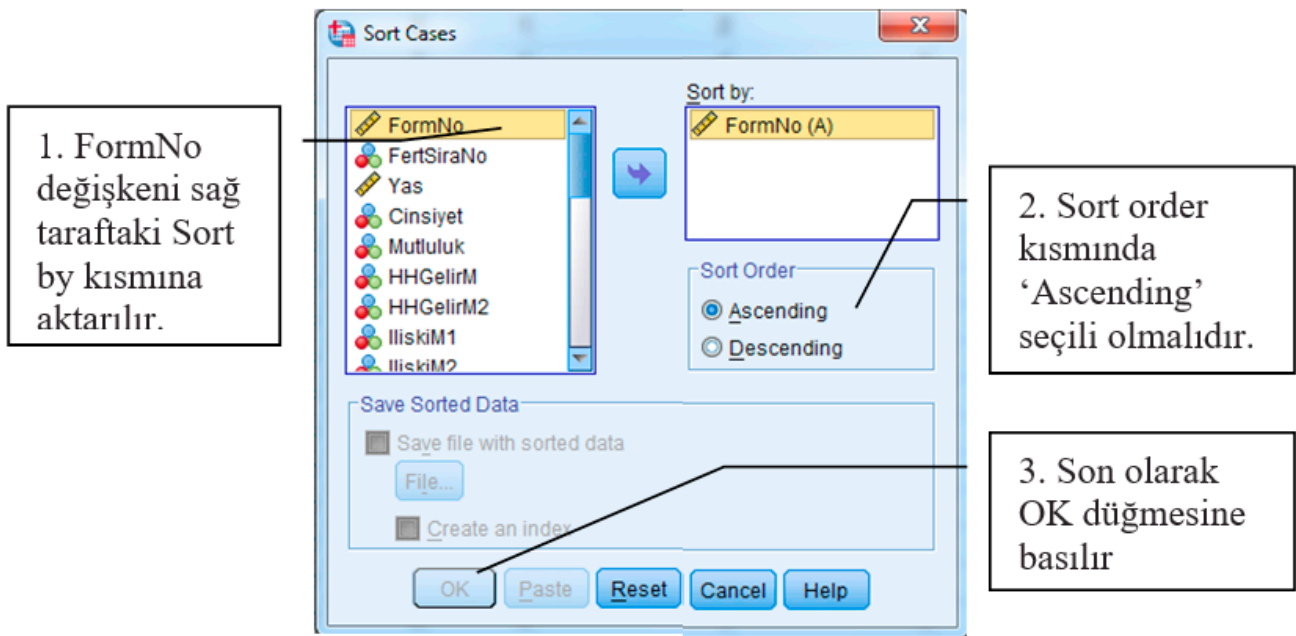
IBM SPSS programında iki veri dosyasını birleştirme işlemi için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Öncelikle birleştirilecek her iki veri dosyasında anahtar bir değişkenin tanımlanması gerekir. Örneğimizde yer alan her iki düzeye ait dosyada yer alan anahtar değişken 'FormNo' dur ve kişilerin içerisinde yaşadığı haneler için bir tanımlayıcı numarayı gösterir. Her iki veri dosyasını bu anahtar değişkene göre sıralamak gerekir.

2. Birinci düzeye ait veri dosyası açık iken Data → Sort Cases komutu verilir.

3. Açılan pencerede (Şekil 2.14) FormNo değişkeni sağ taraftaki Sort by kısmına okla veya çift tıklayarak aktarılır. Hemen alttaki Sort order kısmında 'Ascending' (düşükten yükseğe) seçili olmalıdır.

4. Son olarak OK düğmesine basılır.

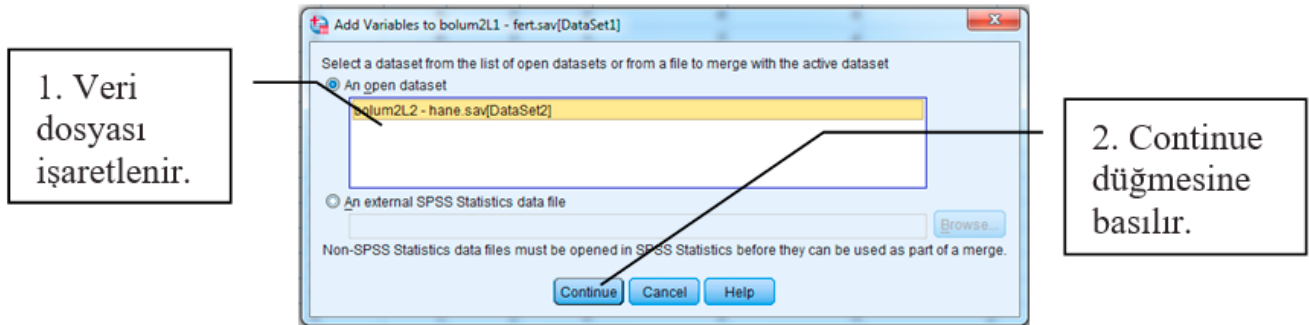


Şekil 2.14. Sort Cases komutu

5. Aynı işlem ikinci düzeye ait veri dosyası için yapılır.

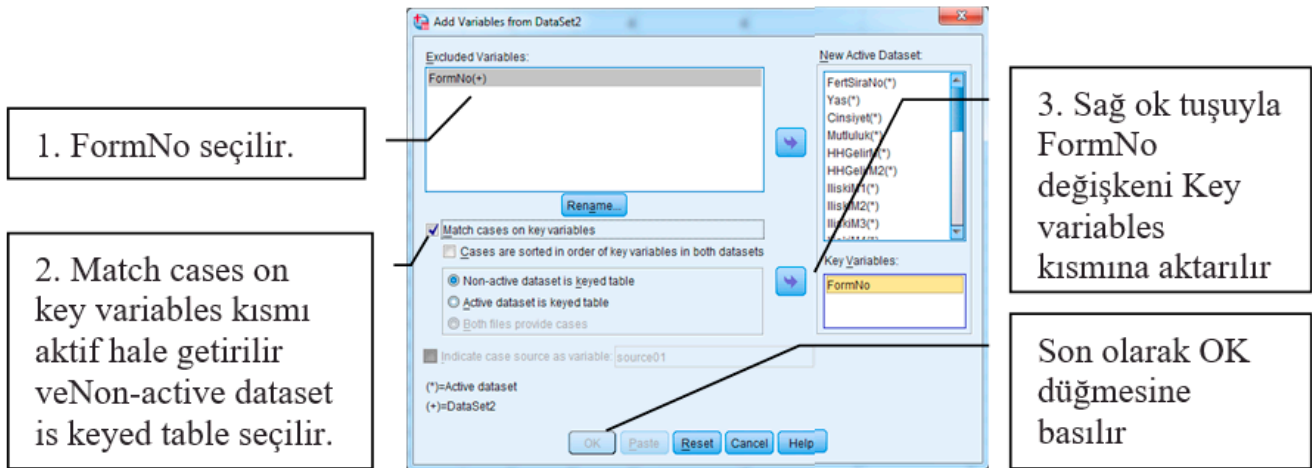
6. Her iki dosyamız açık durumdayken birleştirme işlemine başlayabiliriz. Birinci düzeye ait veri dosyası görünümüne geçip Data → Merge Files → Add Variables komutu verilir.

7. İkinci düzeye ait veri dosyası açık olduğu için Şekil 2.15'te yer alan pencerede seçili durumda karşımıza gelir. An open dataset kısmında veri dosyasını işaretleyip Continue düğmesine basılır.



Şekil 2.15. Add Variables komutu

8. Açılan pencerede (Şekil 2.16) Excluded variables kısmında FormNo seçilir ve aşağı kısımda yer alan Match cases on key variables kısmı aktif hale getirilir. Bu kısımda Non-active dataset is keyed table seçilir. Sağ ok tuşuyla FormNo değişkeni Key variables kısmına aktarılır. Son olarak OK düğmesine basılır.



Şekil 2.16. Add variables komutu

9. Artık ikinci düzeye ait veri dosyasında bulunan HaneGelir ve Karsilama değişkenleri birinci düzeye ait veri dosyasına aktarılmış olur.

Şekil 2.17'de de görüldüğü üzere birleştirilmiş veri dosyasında kişi bilgilerini kapsayan değişkenlerle birlikte hane bilgilerini kapsayan iki değişken yer almaktadır. Hane bilgilerini kapsayan iki değişkene ait skorlar, aynı hanede bulunan kişiler için aynı olduğunu göreceksiniz.

Tablo 2.4'de ise birleştirilmiş veri dosyasında yer alan değişkenlere ait bazı istatistikler yer almaktadır.

The screenshot displays the IBM SPSS Statistics Data Editor interface. The main window shows a dataset with 30 variables and 22 rows of data. The variables are: FormNo, FertSira, Yas, Cinsiyet, Mutluluk, HHGelm, HHGelm2, HızM, SGKHzM, UlaştırmaHızM, İlişkiM, HaneGelir, and Karsilama. The data is organized into two panes: Data View and Variable View. The Data View pane shows the first 22 rows of data, and the Variable View pane shows the first 12 variables. The status bar at the bottom indicates that the IBM SPSS Statistics Processor is ready and that Unicode is ON.

Şekil 2.17. Birleştirilmiş veri dosyası görünümü

Tablo 2.4. Birleştirilmiş veri dosyasında yer alan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler

	N	Ort.	S.S.	Alt değer	Üst değer
FormNo	2551	2212224.00	13399.839	200205	245108
FertSiraNo	2551	2.47	1.372	1	16
Yas	2551	42.51	17.011	18	91
Cinsiyet	2551	1.53	0.499	1	2
Mutluluk	2551	3.55	0.811	1	5
HHGelm	2551	3.00	0.980	1	5
İlişkiM1	2551	3.85	0.647	1	5
İlişkiM2	2551	4.01	0.504	1	5
İlişkiM3	2551	3.88	0.619	1	5
İlişkiM4	2551	3.89	0.557	1	5
HaneGelir	2551	3.38	1.534	1	6
Karsilama	2551	2.57	0.874	1	5

2.3.4. 'Aggregate' komutu

Birden fazla düzeye ait veri söz konusu olduğunda aggregate komutu sıklıkla kullanılan bir diğer komuttur. Bu komut sayesinde, veri seti bir veya daha fazla değişken esas alınarak bölümlendirilmekte ve daha işler hale getirilmektedir. Örneğin araştırmacı, grup içerisindeki her bireyin özelliklerini kümeleyerek veya toplayarak grup düzeyinde yeni bir ölçülmüş değişken oluşturabilir.

Örnek veri dosyamızda bulunan hanehalkı gelirinden memnuniyet (HHGelirM) değişkeni bireysel düzeyde ölçülmüştür. Oysa aynı hanede yaşayan bireylerin genel memnuniyetlerin ne olduğunu tespit edebilirsek, bu yeni değişken ikinci düzeye ait bir değişken olarak görülebilir.

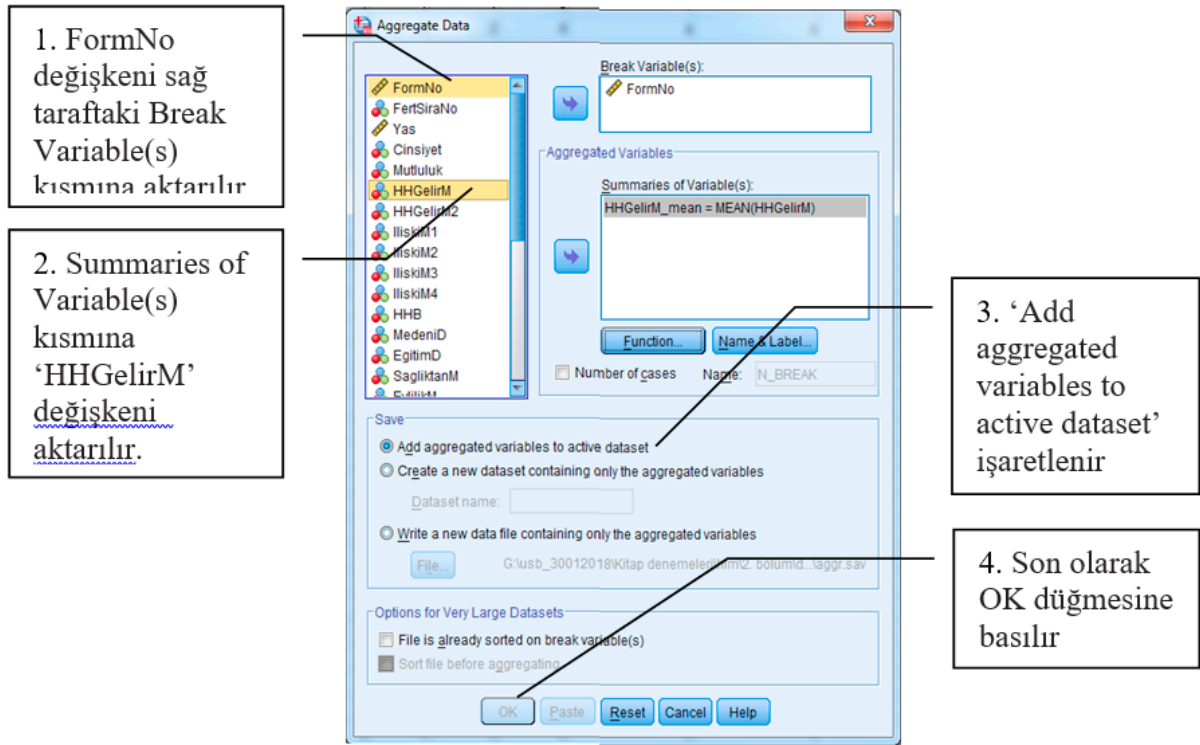
IBM SPSS programında birinci düzeye ait veri dosyasının açık olduğunu varsayarak 'aggregate' işlemi için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Data → Aggregate komutu verilir.

2. Açılan pencerede (Şekil 2.18) FormNo değişkeni sağ taraftaki Break Variable(s) kısmına okla veya çift tıklayarak aktarılır. Hemen alttaki Summaries of Variable(s) kısmına 'HHGelirM' değişkeni aynı şekilde aktarılır. Bu kısma aktarılan değişkenlere ait hesaplamalarda SPSS varsayılan olarak ortalama (MEAN(HHGelirM)) fonksiyonunu kullanır. Eğer başka fonksiyonlar kullanılmak istenirse, Function düğmesine basılarak (MEDIAN, SUM, gibi) farklı fonksiyonlar seçilebilir.

3. 'Save' kısmında yeni oluşturulacak değerlerin kayıt işleminde seçenekler sunuluyor. Biz bu örneğimizde yeni değişkenin (HHGelirM_mean) mevcut veri dosyasına eklenmesini istediğimiz için 'Add aggregated variables to active dataset' işaretledik. Farklı ve yeni bir veri seti veya dosyası için diğer seçenekler kullanılabilir.

4. Son olarak OK düğmesine basılır.



Şekil 2.18. Aggregate komutu

Şekil 2.18'de de görüldüğü üzere birinci düzeye ait veri dosyasında aynı hanede yaşayan bireylerin genel memnuniyetlerini gösteren yeni bir değişken (HHGelmM_mean) oluşturulmuş oldu. Dikkatle incerseniz, bu yeni değişkene ait skorların aynı hanede bulunan kişiler için aynı olduğunu göreceksiniz.

FormNo	FertSiraNo	Yas	Cinsiyet	Mutluluk	HHGelmM	HHGelmM2	IliskiM1	IliskiM2	IliskiM3	IliskiM4	HHB	MedeniD	EgitimD	SagliktanM	KararPans...	HHGelmM_mean
1	200205	2	61	1	4	3	1,00	4	4					5	3	3,67
2	200205	3	57	2	3	4	2,00	4	4					5	3	3,67
3	200205	4	26	2	4	4	2,00	4	4					5	3	3,67
4	200212	1	57	1	4	3	1,00	3	4					4	2	2,75
5	200212	2	55	2	4	3	1,00	4	4					4	2	2,75
6	200212	3	25	1	3	2	1,00	4	4					4	2	2,75
7	200212	4	20	1	3	3	1,00	4	4					4	2	2,75
8	200301	1	53	2	3	3	1,00	4	4					6	3	3,33
9	200301	2	32	1	4	4	2,00	4	4					6	3	3,33
10	200301	3	34	2	4	3	1,00	4	4					6	3	3,33
11	200312	1	58	1	4	2	1,00	4	4					4	2	2,00
12	200312	2	54	2	4	2	1,00	4	4					4	2	2,00
13	200312	3	29	2	4	2	1,00	4	4					4	2	2,00
14	200402	1	56	1	3	2	1,00	4	4					2	1	2,67
15	200402	3	27	1	4	2	1,00	4	4					2	1	2,67
16	200402	4	20	1	3	4	2,00	4	5					2	1	2,67
17	200403	1	59	1	3	2	1,00	4	4					5	3	2,80
18	200403	2	58	2	4	4	2,00	4	4					5	3	2,80
19	200403	4	29	2	3	2	1,00	4	4					5	3	2,80
20	200403	5	22	2	5	3	1,00	4	4					5	3	2,80
21	200403	8	26	2	4	3	1,00	4	4					5	3	2,80
22	200404	1	44	1	4	2	1,00	4	4					6	1	2,33

Şekil 2.19. Veri dosyası son hali

Buraya kadar gördüğümüz RECODE, COMPUTE, MERGE FILES ve AGGREGATE komutları IBM SPSS'te çok düzeyli veri analizi için uygun bir veri dosyası oluşturmada yeterli olabilmektedirler. İlerleyen kısımlarda veri dosyası oluşturmada yararlı olabilecek bir komuttan daha kısaca söz edeceğiz.

2.3.5. 'Varstocases' komutu

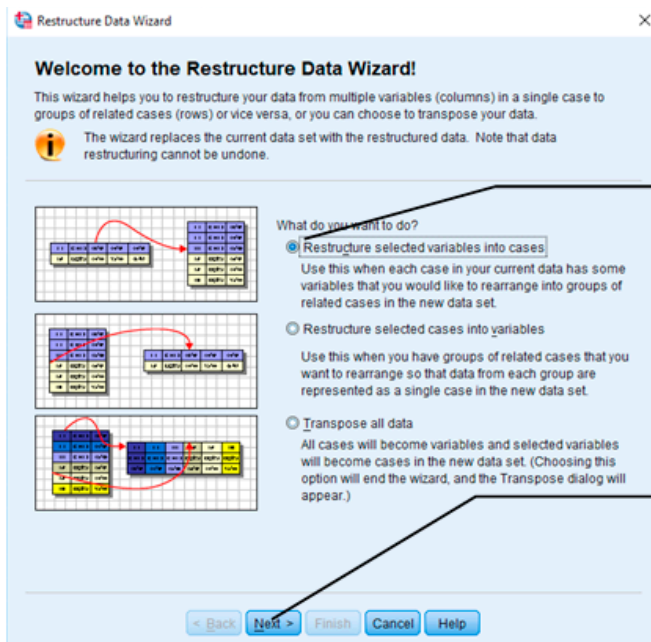
Çok düzeyli veri analizinde önemli hususlardan biri veri dosyasını analiz öncesi uygun hale getirmektir. Çoğu zaman veri dosyaları her satırda bir katılımcı veya araştırma birimi, aynı zamanda ona ait bilgilerden oluşmaktadır. Oysa tekrarlı ölçümler varsa, veri dosyası ayrı sütunlarda bu tekrarlı ölçümlere ait skorları kapsar. Başka bir ifadeyle veri dosyası enlemesine geniş gözüktür. İşte enlemesine geniş gözüken veri dosyası boylamasına uzun bir hale 'varstocases' komutuyla dönüştürülür.

Önceki komutlarda kullandığımız veri dosyası aynı yıl içerisinde dört ayrı zamanda ilişkilerden (akraba, arkadaş, komşu gibi) memnuniyet (lliskiM1, lliskiM2, lliskiM3, lliskiM4) düzeylerini gösteren skorları kapsamaktadır. Veri setinde görüldüğü üzere ilişki memnuniyeti için tekrarlı ölçümler yapılmış ve her bir birey için 4 ayrı sütunda bu tekrarlı ölçüme ait skorlar yer almaktadır. 'varstocases' komutuyla bu 4 farklı zamanda ölçülen memnuniyet skorlarını her bir birey için iç içe geçmiş bir şekilde düzenlenebilir.

Bu işlemler için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Veri dosyası açık iken Data → Restructure komutu verilir.

2. Açılan pencerede (Şekil 2.20) verinin yapılandırma sihirbazı çıkar. Şekilde görüldüğü üzere yapılandırma işlemi için üç seçenek bulunur. Bizim amacımız, kişiye ait ilişki memnuniyeti tekrarlı ölçüm skorlarını gruplamak olduğu için 'restructure selected variables into cases' seçeneğini işaretleyip Next tuşuna basıyoruz.

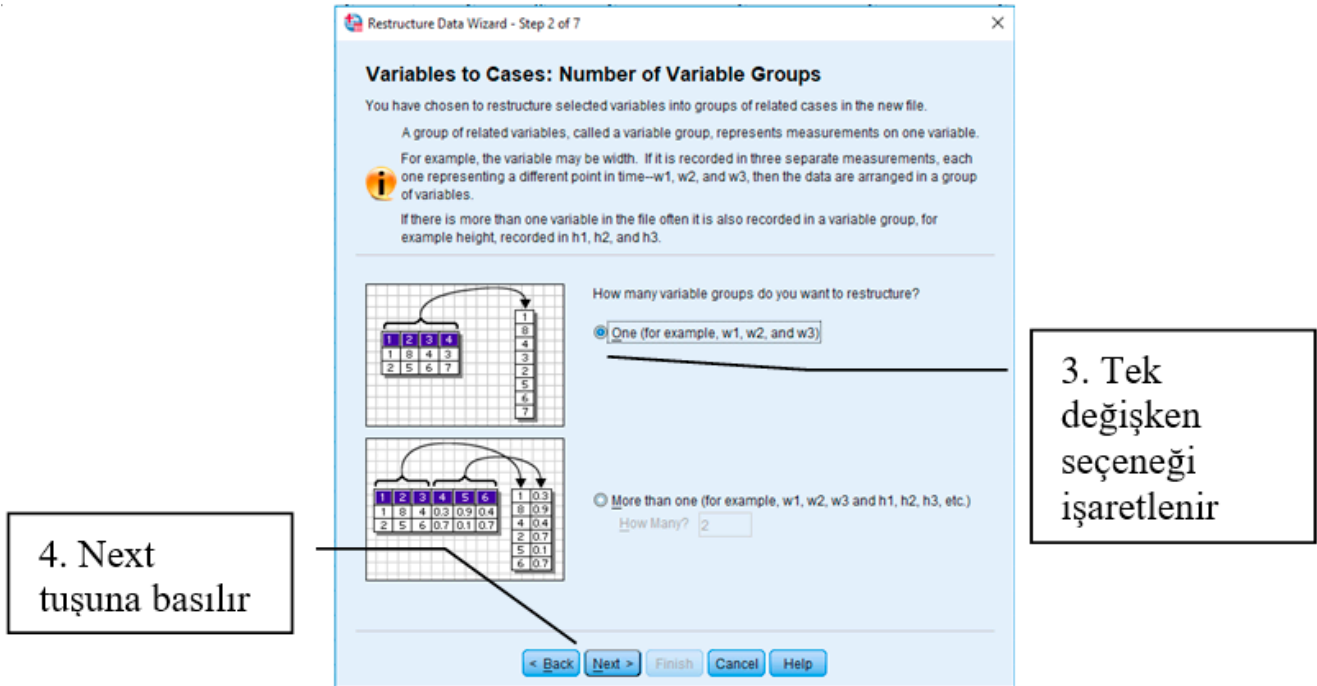


1. Tekrarlı ölçümler için bu seçenek işaretlenir

2. Next tuşuna basılır

Şekil 2.20. Restructure sihirbazı

3. Açılan pencerede (Şekil 2.21) kaç adet değişkeni yapılandırmak (gruplamak) istediğiniz sorulur. Bizim örneğimizde ilişki memnuniyetine ait tekrarlı ölçümleri yapılandırma işlemi yapacağımızdan tek değişken (ilişki memnuniyeti) seçeneği olan 'one (for example w1, w2, and w3)' işaretlenir ve Next tuşuna basılır.

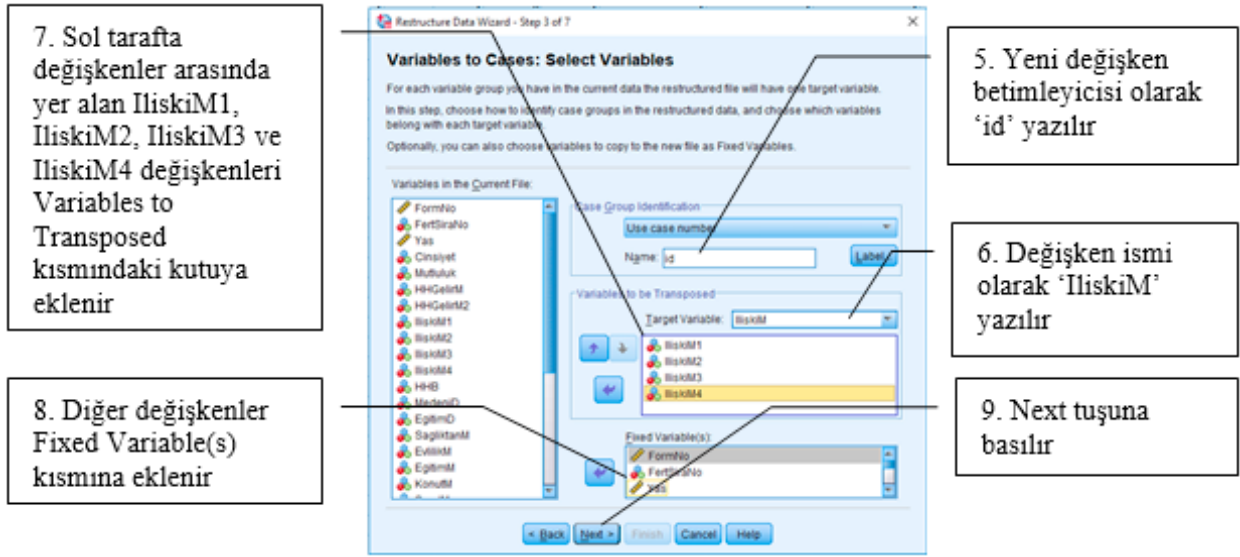


Şekil 2.21. Restructure sihirbazı

4. Artık yapılandırma işlemi için esas pencereye ulaşmış oluruz (Şekil 2.22). Öncelikle Case Group Identification kısmında yeni değişkeni tanımlayabilecek Name kutucuğuna bir isim yazılır. Varsayılan isim 'id' olduğu gibi bırakıyoruz.

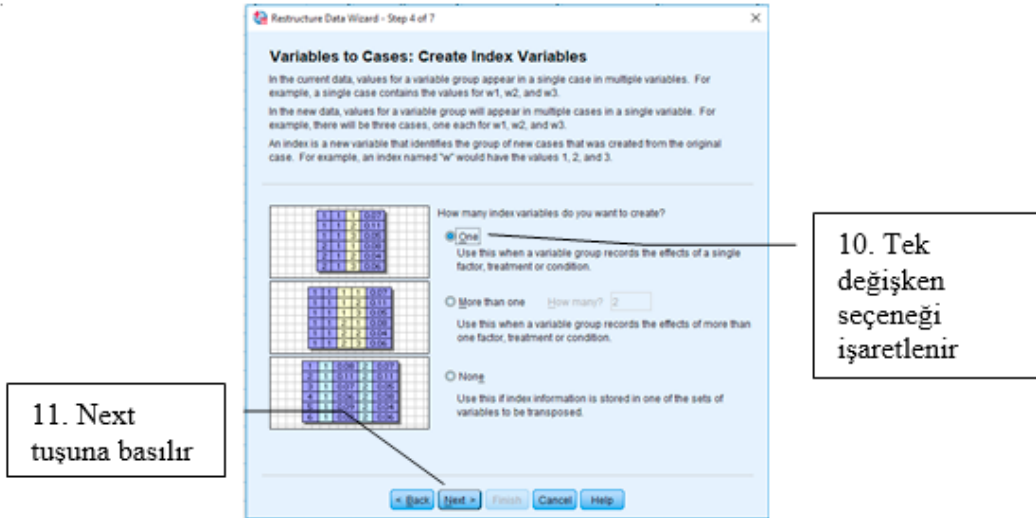
5. Variables to Transposed kısmında hedef değişken ismi olarak 'İliskiM' belirtiyoruz. Daha sonra sol tarafta değişkenler arasında yer alan İliskiM1, İliskiM2, İliskiM3 ve İliskiM4 değişkenlerini okla veya tıklayarak Variables to Transposed kısmındaki kutuya ekliyoruz. Bu değişkenler tekrarlı ölçümlere ait skorları kapsıyor ve her bir kişiye ait tek bir değişkene dönüştürülmesi için buraya aktarılıyor.

6. Geriye kalan tüm değişkenler Fixed Variable(s) kısmına okla veya tıklayarak aktarıyoruz. Böylelikle oluşturulacak yeni veri dosyasında bu değişkenler her satır (kişi) da yer alması sağlanmış olacaktır.



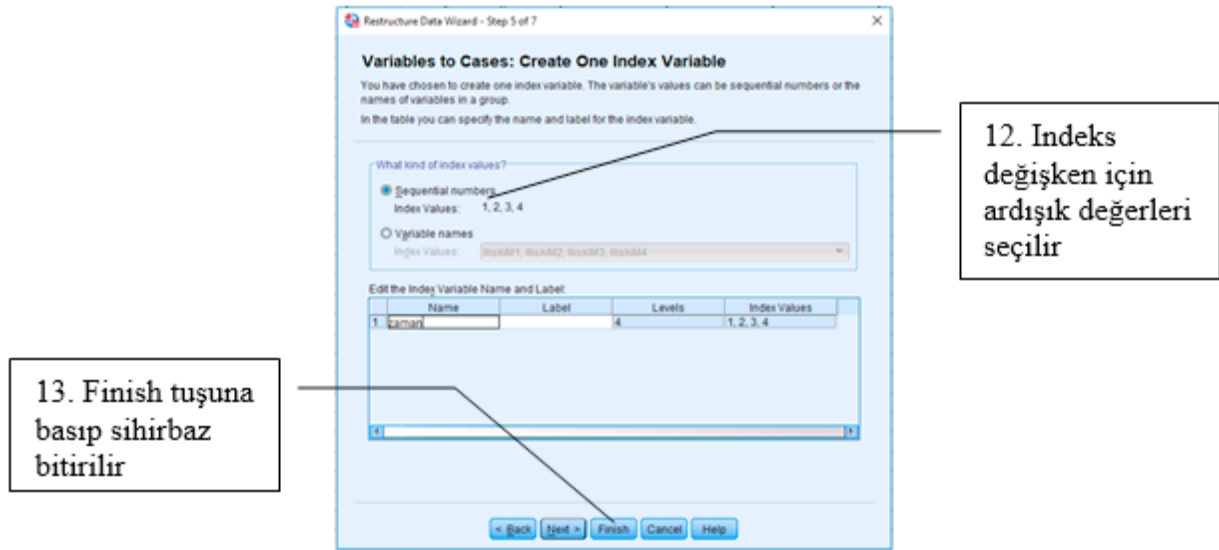
Şekil 2.22. Restructure sihirbazı

7. Açılan pencerede (Şekil 2.23) kaç adet indeks değişkeni oluşturmak istediğimiz sorulmaktadır. Bizim örneğimizde indeks değişkeni tekrarlı ölçümler için zaman sırasını gösterecektir. Tek seçeneğini işaretleyip next tuşuna basılır.



Şekil 2.23. Restructure sihirbazı

İndeks değişkeni hakkında biraz daha detay isteyen bir pencere ile karşılaşılır (Şekil 2.24). İndeks değişkeni için ne tür değerler kullanılacağı konusunda iki seçenek vardır: ardışık sayılar veya değişken isimleri. Biz ardışık sayıları (sequential numbers) seçiyoruz. Hemen alt kısımda indeks değişkenin ismi üzerinde tıklanarak düzenlenebilir. Örneğimizde indeks adını 'zaman' şeklinde belirliyoruz. Sonra Finish tuşuna basarak sihirbazı bitiriyoruz.



Şekil 2.24. Restructure sihirbazı

Bitir tuşuna bastıktan sonra bir uyarı penceresi gelir. Bu uyarıda yeniden yapılandırılmış veri setinde orijinal veriden bazı bileşenlerin yer aldığı konusunda hatırlatmalar bulunur. Ok tuşuna basılır ve yeni veri setini oluşturmaya devam edilir. Yeni veri seti ekranda belirir ve 'zaman' ve 'İliskiM' isimli değişkenlerin son iki sütuna yerleştirildiği görülür. Şekil 2.25'te görüldüğü üzere her bir kişi için artık 4 adet satır oluşturulmuştur ve her bir satırda belirli zamanda yapılan ölçüme ait skor yer almaktadır.

	id	FormNo	FertSira	Yas	Cinsiyet	Mutluluk	HHGeliM	Zaman	İskiM							
1	1	200205	2	61	1	4	3	1	4							
2	1	200205	2	61	1	4	3	2	4							
3	1	200205	2	61	1	4	3	3	4							
4	1	200205	2	61	1	4	3	4	4							
5	2	200205	3	57	2	3	4	1	4							
6	2	200205	3	57	2	3	4	2	4							
7	2	200205	3	57	2	3	4	3	4							
8	2	200205	3	57	2	3	4	4	4							
9	3	200205	4	26	2	4	4	1	4							
10	3	200205	4	26	2	4	4	2	4							
11	3	200205	4	26	2	4	4	3	4							
12	3	200205	4	26	2	4	4	4	4							
13	4	200212	1	57	1	4	3	1	3							
14	4	200212	1	57	1	4	3	2	4							
15	4	200212	1	57	1	4	3	3	4							
16	4	200212	1	57	1	4	3	4	4							
17	5	200212	2	55	2	4	3	1	4							
18	5	200212	2	55	2	4	3	2	4							
19	5	200212	2	55	2	4	3	3	4							
20	5	200212	2	55	2	4	3	4	4							
21	6	200212	3	25	1	3	2	1	4							
22	6	200212	3	25	1	3	2	2	4							

Şekil 2.25. Veri dosyası son hali görünümü

Tablo 2.5. Yeniden düzenlenmiş veri dosyasında yer alan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler

	N	Ort.	S.S.	Alt değer	Üst değer
id	10204	1276.00	736.44	1	2551
FormNo	10204	2212224.00	13399.839	200205	245108
FertSiraNo	10204	2.47	1.372	1	16
Yas	10204	42.51	17.011	18	91
Cinsiyet	10204	1.53	0.499	1	2
Mutluluk	10204	3.55	0.811	1	5
HHGelirM	10204	3.00	0.980	1	5
HaneGelir	10204	3.38	1.534	1	6
Karsilama	10204	2.57	0.874	1	5
Zaman	10204	2.50	1.11	1	4
İliskiM	10204	3.91	0.59	1	5

Tablo 2.5'te yeni oluşturulan veri setine ait bazı istatistikler yer almaktadır. Hatırlanacağı üzere orijinal birinci düzeye ait veri dosyası 2551 kişiye ait bilgileri kapsamaktadır. Yeni oluşturulan veri setinde ise 2551 kişiye ait 4 farklı zamanda ölçülen memnuniyet skorlarını her bir birey için iç içe geçmiş bir şekilde düzenlenmiş ve toplamda $2551 \times 4 = 10204$ kayıt oluşturulmuştur.

2.4. BÖLÜM ÖZETİ

Bu bölümde çok düzeyli veri analizinde kullanılan hiyerarşik verinin nasıl oluşturulması gerektiği konusunda IBM SPSS'te bazı temel komutları kullanarak açıklamaya çalışılmıştır. Bu kapsamda veri düzenlemede kullanılan beş adet temel komuta yer verilmiştir. Ancak, verinin düzenlenmesinde bu beş adet komuttan daha fazlası olduğunu hatırlatmak gerekir. Burada açıklanmaya çalışılan komutlar sayesinde kullanıcılar IBM SPSS'de çokdüzeyli analiz için gerekli olan hiyerarşik veri dosyasını başlangıç düzeyinde şekillendirebileceklerdir.



BÖLÜM 3

IBM SPSS ile Çok Düzeyli Veri Analizi



IBM SPSS İLE ÇOK DÜZEYLİ VERİ ANALİZİ

Bu bölümde; IBM SPSS ile yapılacak çok düzeyli veri analizlerinde ne tür adımlar ve nasıl işlemler uygulandığı konusuna değinilmiştir.

3.1. İKİ DÜZEYLİ MODEL OLUŞTURMA

Çok düzeyli modelleme, bireylerin yanıtlarında var olabilen iç içe geçmiş olmanın (nesting) veya kümelenmenin (clustering) etkisini, bağımlı değişkeni gruplar arasından daha çok grup içinde dikkate almaktadır (Gill & Womack, 2013). Bu nedenle, farklı düzeylerde (örneğin hem birey düzeyinde hem de grup düzeyinde) bulunan veriyi analizde çok düzeyli modelleme kullanılmaktadır. Bireysel düzeyi temel analiz düzeyi olarak ele alırsak, grupları veya takımları daha yüksek mertebedeki analiz düzeyi olarak görmek gerekir. Bazı durumlarda bireysel düzey mikro düzey, grup düzeyi ise makro düzey olarak adlandırılır. Aslında her iki düzeyin de içinde bulunduğu daha üst bir düzey söz konusu olabilir. Örneğin öğrenciler (düzey-1) bir sınıf (düzey-2) içerisinde, sınıflar da bir okul (düzey-3) içerisinde. Ancak burada ele alınan örnek iki düzeyli bir hiyerarşiyle kısıtlanmış durumdadır.

Çok düzeyli modelleme çoklu regresyon yönteminin genelleştirilmiş halidir. Ancak bu yöntem grup etkisi kontrol edilirken birey özelliklerini değerlendirmeye aynı zamanda birey etkisi kontrol edilirken grup etkisini değerlendirmeye imkân vermektedir. Çok düzeyli modellemenin esasını rastlantsal olarak farklılaşan bağımlı değişkene ait parametrelerin incelenmesi oluşturmaktadır. Bu da bağımlı değişkenin düzeyindeki farklılaşmayı (kesişim - intercepts) ve gruplardaki grup içi ilişkilerin gücünü gösteren regresyon katsayılarını (eğim - slope) kapsamaktadır (Heck vd., 2013). Söz konusu parametredeki değişimin olduğu gösterildiğinde, bunu açıklamak için çeşitli modeller oluşturulabilir.

Varsayalım ki bir araştırmacı bağımsız bir değişken (örneğin gelir veya gelirden memnuniyet) ile bağımlı bir değişken (örneğin mutluluk) arasındaki ilişkiyi incelemek istiyor. Mutluluk konusunda yapılan araştırmalar göstermektedir ki; ekonomi bakış açısına göre yaşama dair gerçek koşullar (örneğin gelir durumu, sağlık, medeni durum) mutluluk üzerinde etkilidir. Ancak psikolojik bakış açısına göre mutluluk bireyin yaşama dair çeşitli alanlarda duyduğu öznel memnuniyetlerin toplamıdır (Easterlin & Sawangfa, 2009). Yaşam kalitesi ve/ya mutluluk üzerinde etkili olduğu düşünülen bazı yaşam alanları bireyin gelirinden memnuniyet, evliliğinden memnuniyet, sağlığından memnuniyet, aldığı eğitimden memnuniyet, kamu hizmetlerinden memnuniyet olabilir. Yüzlerce yıl önce, Sokrates devletin insan için var olduğunu ve amacının insanların refah ve mutluluk seviyesini artırmak olduğunu söylemektedir (Platon (Eflatun), 2016). Ancak devletin her coğrafyasında (veya her vilayetinde) yaşama dair alanlardan duyulan memnuniyet farklılaşabilir. İdeal olanı yaşama dair alanlardan duyulan memnuniyetlerin etkilerinin tüm coğrafyada eşit veya benzer olduğunu tespit etmektir. Bunun tersi olarak yaşama dair alanlardan duyulan memnuniyetlerin etkilerinin coğrafyadan coğrafyaya farklı olduğu tespit edilirse, o zaman ilgili alanda iyileştirme yapmak için önemli bir fırsat ortaya çıkmış olur.

3.2. ARAŞTIRMA SORUNSA LI

Araştırma sorularımızın ilki bireylerin mutluluk düzeylerinin haneden haneye farklılaşp farklılaşmadığına odaklanmaktadır. Birinci araştırma sorumuz şu şekilde olabilir: Bireylerin mutluluk düzeyleri haneden haneye farklılık gösterir mi? Sonrasında bireylerin mutluluk düzeyleri ile aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet arasındaki ilişkiyi incelemek isteyebiliriz. İkinci araştırma sorumuz; bireylerin aylık hanehalkı gelirinden memnuniyetinin mutluluk üzerinde etkisi var mıdır? Bununla birlikte haneye özgü bir takım değişkenlerin (aylık hanehalkı geliri, hanehalkı büyüklüğü ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyet) bireylerin mutluluk düzeyleri üzerindeki etkisi incelenmek istenebilir. Bu doğrultuda üçüncü araştırma sorusu; bireylerin aylık hanehalkı gelirinden memnuniyetinin, aylık hanehalkı gelirin, hanehalkı büyüklüğünün ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyetin mutluluk üzerinde etkisi var mıdır? Daha sonra, hane gelirin miktarı memnuniyet - mutluluk ilişkisi üzerinde etkili olup olmadığı da araştırmak istemekteyiz. Başka bir ifadeyle, üçüncü araştırma sorumuz; aylık hanehalkı geliri bireylerin hanehalkı gelirinden memnuniyeti ve mutluluğu arasındaki ilişki üzerinde düzenleyici (biçimleyici, moderator) bir etkiye sahip midir?

Bu araştırma sorularımız iki düzeyli model oluşturmamızı sağlamaktadır. Bu model ile gerek rastlantısal olarak farklılaşan kesişimin (mutluluk düzeyi) gerekse ratlantısal olarak farklılaşan eğimin (hane gelirinden memnuniyet - mutluluk ilişkisi) incelenmesi mümkün olmaktadır.

3.3. VERİ SETİ

Bu bölümde uygulamada kullanılan örnek veri seti 742 hanede yaşayan 2546 kişiyi kapsamaktadır. Birinci düzey (birey) ve ikinci düzeye (hane) ait veri Türkiye İstatistik Kurumu'nun her yıl düzenli olarak gerçekleştirdiği Yaşam Memnuniyeti Araştırmasının 2012 yılına aittir¹. Şekil 3.1'de veri dosyasının ekran görünümü yer almaktadır.

1. Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) izin alınarak kullanılmıştır. 2012 Yaşam Memnuniyeti Araştırmasına ait mikro veri setini paylaştığı için TÜİK'e teşekkür ederiz.

FormNo	FertSiraNo	Yas	Cinsiyet	Mutluluk	HHGelm	HHB	HaneGelir	Karsilama	var1	var2	var3	var4	var5	var6	var7
1	200205	2	61	1	4	3	4	5	3						
2	200205	3	57	2	3	4	4	5	3						
3	200205	4	26	2	4	4	4	5	3						
4	200212	1	57	1	4	3	4	4	2						
5	200212	2	55	2	4	3	4	4	2						
6	200212	3	26	1	3	2	4	4	2						
7	200212	4	20	1	3	3	4	4	2						
8	200301	1	53	2	3	3	3	6	3						
9	200301	2	32	1	4	4	3	6	3						
10	200301	3	34	2	4	3	3	6	3						
11	200312	1	58	1	4	2	5	4	2						
12	200312	2	54	2	4	2	5	4	2						
13	200312	3	29	2	4	7	6	4	3						
14	200402	1	56	1	3	2	4	2	1						
15	200402	3	27	1	4	2	4	2	1						
16	200402	4	20	1	3	4	4	2	1						
17	200403	1	59	1	3	2	3	5	3						
18	200403	2	58	2	4	4	3	6	3						
19	200403	4	29	2	3	2	3	5	3						
20	200403	5	22	2	5	3	3	5	3						
21	200403	0	26	2	4	3	3	5	3						
22	200404	1	44	1	4	2	5	6	1						

Şekil 3.1. Veri dosyası ekran görünümü, N = 2546

Bağımlı değişken, Yaşam Memnuniyeti Araştırmasında bireylerin “Bir bütün olarak yaşamınızı düşündüğünüzde ne kadar mutlusunuz?” sorusuna beşli Likert tipi ölçek kullanarak verdikleri yanıtlara ait skorlardan oluşmaktadır (1 = çok mutsuz, 5 = çok mutlu)². Bu değişkene ait yüksek skorlar bireyin mutluluk düzeyindeki yüksekliği göstermektedir. Veri dosyasında bağımlı değişkene ‘Mutluluk’ şeklinde isim verilmiştir. 742 hane verinin hiyerarşik yapısını göstermektedir, başka bir ifadeyle 2546 kişi 742 hane içerisinde bulunmaktadır. Bu örnek veri dosyasındaki değişkenlere ait bilgiler Tablo 3.1.’de yer almaktadır. HHB, Hane - Gelir ve Karsilama isimli değişkenler ikinci düzey değişkenlerdir.

Tablo 3.1. Değişken bilgileri

Değişken Adı	Tanımı	Kodlama
FormNo	Anket yapılan hane form numarası	
FertSiraNo	Hanehalkındaki 18 ve yukarı yaştaki anket yapılan kişilere verilen sıra numarası	
Yas	18 ve yukarıdaki fert yaşı	
Cinsiyet	Ankete katılanların cinsiyeti	0 = erkek, 1 = kadın
Mutluluk	Ankete katılanların “Bir bütün olarak yaşamınızı düşündüğünüzde ne kadar mutlusunuz?” sorusuna verdikleri yanıt	1 = Çok mutsuz, 2 = Mutsuz, 3 = Orta, 4 = Mutlu, 5 = Çok Mutlu
Memnuniyet1	Ankete katılanların “Aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet” sorusuna verdikleri yanıt	1 = Hiç memnun değil, 2 = Memnun değil, 3 = Orta, 4 = Memnun, 5 = Çok memnun
HHB	Hanehalkında yaşayan kişi sayısı	

2. TÜİK Yaşam Memnuniyeti Araştırmasında “Bir bütün olarak yaşamınızı düşündüğünüzde ne kadar mutlusunuz?” sorusuna verilen yanıtları 1 = Çok mutlu, 2 = Mutlu, 3 = Orta, 4 = Mutsuz, 5 = Çok mutsuz şeklinde ölçek kullanarak kodlamıştır.

HaneGelir	Hanenin aylık toplam net geliri (maaş, ücret, kira, faiz, mütəşebbis vb. gelirleri)	1 = 0-849 TL, 2 = 850-1180 TL, 3 =
Karsilama	Bu gelikle hanenin temel ihtiyaçlarını karşılama düzeyi	1 = Çok zor, 2 = Zor, 3 = Orta, 4 = Kolay, 5 = Çok Kolay

Not: TÜİK 2012 yılı Yaşam Memnuniyeti Araştırmasında "Mutluluk", "HHGelirM", "Karsilama" değişkenleri ters kodlanmıştır. Cinsiyet değişkeni ise 1 = erkek, 2 = kadın şeklinde kodlanmıştır.

3.4. İŞLEM STRATEJİSİ

Veri dosyasında bulunan nicel (sayısal - kantitatif) öncül değişkenlerin merkezileştirilmesi gerekir. Önceki bölümde daha detaylı açıklandığı üzere iki tür merkezileştirme yaygın olarak kullanılmaktadır. Bunlardan birincisi genel ortalama (grand-mean) etrafında merkezileştirilmez, diğeri ise grup ortalaması (group-mean) etrafında merkezileştirilmez (Hox, 2002). Hangi tür merkezileştirmenin daha uygun olduğu konusunda fikir birliği olmasa da (Algina & Swaminathan, 2011; Enders & Tofighi, 2007; Wang & Maxwell, 2015), yaygın olarak ikinci düzeyde yer alan nicel bağımsız değişkenler genel ortalama (grand-mean) etrafında merkezileştirilmektedir. Ancak birinci düzeyde yer alan nicel bağımsız değişkenlerin merkezileştirilmesinde hangi türün uygun olabileceği konusunu ise dikkatle ele almak gerekir. Güçlü kuramsal gerekçeler bulunmuyorsa, birinci düzeye ait bağımsız değişkenler grup ortalaması (group-mean) etrafında merkezileştirilmemesi önerilmektedir (Hox, 2002). Bu örnek uygulamada birinci ve ikinci düzeye ait bağımsız değişkenler genel ortalama (grand-mean) etrafında merkezileştirilmiştir. Bağımsız değişkenlerin merkezileştirme işlemi için yapılanlar sırasıyla aşağıda belirtilmiştir:

- Birinci düzeye ait nicel bağımsız değişken aylık hanehalkı gelirinden memnuniyeti gösteren HHGelirM isimli değişkendir. Bu değişkenin genel ortalama (grand-mean) etrafında merkezileştirilmesi (HHGelirM_z) bireye ait memnuniyet skorunun genel ortalamadan (grand-mean) çıkarılmasıyla gerçekleştirilir (HHGelirM_z = HHGelirM - genel ortalama).

- İkinci düzeye ait bağımsız değişkenler arasında hanenin aylık toplam net geliri (HaneGelir) bulunmaktadır, ancak hanehalkının hane gelirinden memnuniyeti (grup ortalaması) henüz hesaplanmamıştır. Öncelikle ikinci düzeydeki HHGelirM_grup değişkenini; her hanenin memnuniyet ortalamasını hesaplayarak ve aynı hanedeki tüm bireylere ortalama değeri atayarak oluşturulmalıdır. Daha sonra değişkenlerin genel ortalama (grand-mean) etrafında merkezileştirilmesi (HHGelirM_grup_z ve HaneGelir_z) söz konusu skorun genel ortalamadan (grand-mean) çıkarılmasıyla gerçekleştirilir (örneğin HHGelirM_grup_z = HHGelirM_grup - genel ortalama gibi).

Gerek birinci düzey gerekse ikinci düzeye ait değişkenleri bu şekilde merkezileştirme işlemine tabi tuttukten sonra çok düzeyli modelleme analizine başlanır. Bir dizi modelin sırasıyla incelenmesi çok düzeyli modelleme tekniğinde genel uygulama haline gelmiştir. Önce basit bir modelden başlanır ve gittikçe karmaşık modeller oluşturulur (Hox & Roberts, 2010). Bu örneğimizde ele alınan modeller beş adımda oluşturularak aşağıda kısaca açıklanmıştır:

- Birinci adım: Koşulsuz veya boş model (unconditional, unconstrained, null model). Çok düzeyli modellemenin en basit modeli olan bu model tesadüf etkili tek yönlü ANOVA modeli olarak da bilinir. Bu başlangıç modeli ile bağımlı değişkendeki değişim hiyerarşinin farklı düzeylerine göre ayrılır.

Bu sade model tesadüfi gruplar ve bu gruplar içerisindeki varyansları içerir. Örneğimizde ise, bireylerin mutluluk skorlarındaki varyansın 742 hane arasındaki farklılıktan kaynaklanıp kaynaklanmadığı hakkında bilgi verecektir.

- İkinci adım: Birinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Level 1 Random Intercept Model). Tesadüfi etkiler ANCOVA modeli (ANCOVA Model with Random Effects) olarak da bilinen bu model birinci düzeydeki (birey) merkezileştirmiş aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeninin (HHGelirM) mutluluk skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkilerini kapsamaktadır.
- Üçüncü adım: İkinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Level 2 Random Intercept Model). Ortalamaların sonuç olduğu model (Means as outcomes model) olarak da bilinen bu model birinci düzeydeki (birey) aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeniyle (HHGelirM) birlikte ikinci düzeydeki (hane) aylık hanehalkı gelirinin (HaneGelir), hanehalkı büyüklüğünün (HHB) ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyetin (HHGelirM_grup) mutluluk skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkilerini kapsamaktadır.
- Dördüncü adım: İkinci düzey tesadüfi kesişim ve eğim modeli (Level 2 Random Intercept and Slope Model). Bu model bir önceki modelle büyük oranda benzeşmekte, ancak eğimlerin ikinci düzeydeki birimler (haneler) boyunca farklılaşmasına izin verilmektedir.
- Beşinci adım: Etkileşimsel model (interaction model). Bu model önceki modele ilave olarak birinci düzeydeki (birey) memnuniyet ile ikinci düzeydeki (hane) hanenin aylık toplam net gelirinin (HaneGelir) çarpımını kapsamaktadır.

3.5. DEĞİŞKENLERİ MERKEZİLEŞTİRME

Değişkenleri merkezileştirme işlemine tabi tutmadan önce düzey-2'ye (hane) ait bir değişken olan her hanenin hanehalkı gelirinden memnuniyeti oluşturulması gerekir. Başka bir deyişle bir hanede yaşayan her bir birey için o haneye ait ortak bir hanehalkı gelirinden ortalama memnuniyeti skoru atanmalıdır. Bu işlemi yapabilmemizin en kısa yolu 'aggregate' komutunu kullanmaktır. Hatırlanacağı üzere önceki bölümlerde bu komut kullanılarak grup içerisindeki her bireyin özelliklerini kümeleyerek veya toplayarak grup düzeyinde yeni bir ölçülmüş değişken oluşturabileceği açıklanmıştı. Hatta örnek uygulama olarak bireysel düzeydeki hane halkı gelirinden memnuniyet değişkeni kullanılarak aynı hanede yaşayan bireylerin hanehalkı gelirinden genel (ortalama) memnuniyetleri hesaplanmıştı. Bu örnek çalışmada da her hane için hanehalkı gelirinden genel (ortalama) memnuniyeti 'aggregate' komutu kullanılarak hesaplanmıştır. Hesaplanan bu yeni değişken HHGelirM_grup olarak adlandırılmıştır.

Düzye-1'e ait açıklayıcı değişken aylık hanehalkı gelirinden memnuniyeti gösteren HHGelirM isimli değişkendir. Bu değişkenin genel ortalama (grandmean) etrafında merkezileştirilmesi 'compute variable' komutuyla bireyin memnuniyet skorunun genel ortalamadan (grandmean) çıkarılmasıyla gerçekleştirilir (HHGelirM_z = HHGelirM - genel ortalama). Bu komutu icra etmeden önce değişkenlere ait bir takım istatistiklere ihtiyaç vardır (bakınız Tablo 3.2).

Tablo 3.2. Tanımlayıcı İstatistikler

	N	Ort.	S.S.	Alt değer	Üst değer
FormNo	2546	221228.87	13412.250	200205	245108
FertSiraNo	2546	2.47	1.372	1	16
Yas	2546	42.51	17.000	18	91
Cinsiyet	2546	1.53	0.499	0	1
Mutluluk	2546	3.55	0.811	1	5
HHGelirM	2546	3.01	0.979	1	5
HHB	2546	5.01	2.022	3	16
HaneGelir	2546	3.23	1.204	1	6
Karsilama	2546	2.58	0.873	1	5
HHGelirM_grup	2546	3.0059	0.71692	1	4.67

HHGelirM isimli değişkenin genel ortalama (grand-mean) etrafında merkezileştirilmesi için 'compute variable' komutuyla yapılan hesaplama şu şekildedir:

$$\text{HHGelirM_z} = \text{HHGelirM} - 3.01$$

İkinci düzeye ait açıklayıcı değişkenler arasında aylık hanehalkı geliri (HaneGelir), hanehalkı büyüklüğü (HHB) ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyet (HHGelirM_grup) bulunmaktadır.

HaneGelir isimli değişkenin genel ortalama (grand-mean) etrafında merkezileştirilmesi için 'compute variable' komutuyla yapılan hesaplama şu şekildedir:

$$\text{HaneGelir_z} = \text{HaneGelir} - 3.23$$

HHB isimli değişkenin genel ortalama (grand-mean) etrafında merkezileştirilmesi için 'compute variable' komutuyla yapılan hesaplama şu şekildedir:

$$\text{HHB_z} = \text{HHB} - 5.01$$

HHGelirM_grup isimli değişkenin genel ortalama (grand-mean) etrafında merkezileştirilmesi için 'compute variable' komutuyla yapılan hesaplama şu şekildedir:

$$\text{HHGelirM_grup_z} = \text{HHGelirM_grup} - 3.0059$$

Şekil 3.2'de birinci ve ikinci düzeydeki açıklayıcı değişkenlerin merkezileştirilmesi sonrası verdi dosyasının ekran görünümü yer almaktadır.

	FormNo	FetSiraNo	Yas	Cinsiyet	Mutluluk	HHGelm	HHGelm_z	HHB	HHB_z	HaneGelm	HaneGelm_z	Karsilama	HHGelm_grup	HHGelm_grup_z	var
1	200205	2	61	0	4	3	-.01	4	-1.01	5	1.62	3	3.67	.66	
2	200205	3	57	1	3	4	.99	4	-1.01	5	1.62	3	3.67	.66	
3	200205	4	26	1	4	4	.99	4	-1.01	5	1.62	3	3.67	.66	
4	200212	1	57	0	4	3	-.01	4	-1.01	4	.62	2	2.75	-.26	
5	200212	2	55	1	4	3	-.01	4	-1.01	4	.62	2	2.75	-.26	
6	200212	3	25	0	3	2	-1.01	4	-1.01	4	.62	2	2.75	-.26	
7	200212	4	20	0	3	3	-.01	4	-1.01	4	.62	2	2.75	-.26	
8	200301	1	53	1	3	3	-.01	3	-2.01	6	2.62	3	3.33	.33	
9	200301	2	32	0	4	4	.99	3	-2.01	6	2.62	3	3.33	.33	
10	200301	3	34	1	4	3	-.01	3	-2.01	6	2.62	3	3.33	.33	
11	200312	1	58	0	4	2	-1.01	6	.99	4	.62	2	2.00	-1.01	
12	200312	2	54	1	4	2	-1.01	6	.99	4	.62	2	2.00	-1.01	
13	200312	3	29	1	4	2	-1.01	6	.99	4	.62	2	2.00	-1.01	
14	200402	1	56	0	3	2	-1.01	4	-1.01	2	-1.38	1	2.67	-.34	
15	200402	3	27	0	4	2	-1.01	4	-1.01	2	-1.38	1	2.67	-.34	
16	200402	4	20	0	3	4	.99	4	-1.01	2	-1.38	1	2.67	-.34	
17	200403	1	59	0	3	2	-1.01	8	2.99	5	1.62	3	2.80	-.21	
18	200403	2	58	1	4	4	.99	8	2.99	5	1.62	3	2.80	-.21	
19	200403	4	29	1	3	2	-1.01	8	2.99	5	1.62	3	2.80	-.21	
20	200403	5	22	1	5	3	-.01	8	2.99	5	1.62	3	2.80	-.21	
21	200403	8	26	1	4	3	-.01	8	2.99	5	1.62	3	2.80	-.21	
22	200404	1	44	0	4	2	-1.01	5	-.01	6	2.62	1	2.33	-.67	

Şekil 3.2. Merkezileştirilmiş değişkenlerle veri dosyası ekran görünümü

3.6. IBM SPSS İLE ÇOK DÜZEYLİ VERİ ANALİZİ

İstatistiksel analizlerde birbiriyle ilişkili verinin gittikçe çoğaldığını görmekteyiz. Bu durum, muhtemelen grup veya küme içerisindeki katılımcılardan veya her bir katılımcının herhangi bir özelliğine ait tekrarlı ölçümlerden kaynaklanabilir. Bu gibi durumlarda karma modellerle (mixed models) yapılan analiz birçok ilişki desenini (veya varyans – kovaryans yapılarını) açıkça modelleme olanağı sağlamaktadır (Seltman, 2015). Karma model ile sabit etkilere tesadufi etkilerin eklendiği vurgulanmak istenmektedir. Sabit ve tesadufi etkiler konusuna birinci bölümde ayrıntılı değinilmiştir.

IBM SPSS'de yer alan 'Mixed Models' kullanılarak çeşitli karma modeller test edilebilmektedir. Bu komut vasıtasıyla basit doğrusal regresyondan hiyerarşik modellere kadar uzanan kesitsel (cross-sectional), boylamsal (longitudinal), tekrarlı (repeated) tasarıma sahip birbirinden farklı modeller incelenebilmektedir (Brauer & Curtin, 2018). IBM SPSS'de 'Mixed Models' komutunu kullanarak model geliştirmenin farklı yolları vardır. Çoğu kullanıcı grafiksel kullanıcı arayüzünü (graphical user interface) kullanırken, bazıları model oluşturmada sözdizimi (syntax) cümleleri oluşturmayı tercih etmektedir. Her iki kullanım tarzının kendine özgü avantaj ve dezavantajları olduğunu hatırlatarak, bu bölümde çok düzeyli veri analizi için karma modelleri oluşturmada grafiksel kullanıcı arayüzünün kullanılması tercih edilmiştir.

3.6.1. Birinci Adım: Koşulsuz veya Boş Model (unconditional, unconstrained, null model)

Daha önceki kısımlarda belirtildiği üzere çok düzeyli veri analizinde önce basit bir modelden başlanır ve gittikçe karmaşık modeller oluşturulur. Çok düzeyli veri analizinde ilk adım düzey-1 veya düzey-2

bağımsız değişkenin bulunmadığı boş bir model (null model) oluşturmaktır. Bu model “tam koşulsuz model” (fully unconditional model) olarak da adlandırılır (Snijders & Bosker, 2011). Bu model bağımlı değişkendeki varyansı hiyerarşinin farklı düzeylerine göre ayırmaktadır. Dolayısıyla, bu model ile bağımlı değişkendeki (örneğinizde mutluluk) varyansın ne kadarlık kısmının grupların (örneğinizde haneler) etkisi ile oluştuğunu hesaplamak mümkün olabilmektedir. Bu modele ait denkleme bakıldığında haneler için altsimge (veya altindis) eklenmektedir.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (3.12)$$

Bu gibi modelde (bakınız 3.1), Y bağımlı değişkeni için düzey-1’de yer alan i gözlemleri ikinci düzeydeki j gruplar içinde kümelenmiştir. Birinci düzeydeki gözlemler her bir grubun ortalaması (kesişim β_{0j}) ve gruptaki her bir gözlemin grup ortalamasından sapması (r_{ij}) şeklinde bir fonksiyon oluşturarak modellenmektedir. r_{ij} varyansı birinci düzey grup içi varyanstır (withingroup variances). Toplam grup içi varyans veri seti içerisinde yer alan her bir j grubun grup içi varyanslarının toplamıdır. Başka bir ifadeyle, düzey-1’deki değişkenlik grup ortalamalarının grup içerisindeki skorları ne ölçüde temsil edebildiğinin göstergesidir. Bir grup içerisindeki gözlemler grup ortalamasından ne kadar farklılaşmaktadır? Kısaca ifade etmek gerekirse Y_{ij} hanesinde i bireyin mutluluk skorudur. r_{ij} ise j hanesinde i bireyin mutluluk skorunun hane ortalamasından farkıdır.

Bu model ile sadece bir adet birinci düzey parametresi β_{0j} ile çıktılar tahmin edilmektedir. β_{0j} , j hanesi için ortalama mutluluk skorudur, yani $\beta_{0j} = \gamma_{Yj}$ dir. Düzey-1’deki katsayılar daha sonra düzey-2’de modellenmekte ve her bir düzey-1 katsayısı için düzey-2 denklemi yer almaktadır. İkinci düzey modelinin temel gösterimi şu şekildedir:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (3.2)$$

Bu denklemde (bakınız 3.2), düzey-2’deki her bir j grubu için y kesişimi (β_{0j}), kesişimlerin ortalaması (γ_{00} – bu durumda ortalamaların ortalaması) ve her bir grubun bu ortalamadan kesişiminin sapması (u_{0j}) şeklinde bir fonksiyon oluşturarak modellenmektedir. u_{0j} varyansı ikinci düzey varyansıdır. Başka bir deyişle, her gruba ait kesişimler (veya her gruba ait ortalamalar) ne kadar farklılaşmaktadır? Düzey-2’ye ait katsayılar için altsimgelerin ilki hangi düzey-1 katsayısının modellendiğini, sonraki alt simge ise ikinci düzey katsayısını göstermektedir. Bu model gruplararası kesişimdeki varyasyonu göstermektedir. Bu denklemde γ_{00} örneklemdaki genel ortalamayı (j tane hanelerin ortalamasının ortalaması), u_{0j} ise j hanesine ait ortalama mutluluk skorunun genel ortalamadan farkıdır.

Bu iki düzeye ait modeller birleştirildiğinde tam koşulsuz model veya boş model oluşturulmuş olur. Çünkü herhangi bir düzeyde açıklayıcı bir değişken yer almamaktadır. Düzey-2 modelinin düzey-1 modelinde yerine konulmasıyla birleştirilmiş model elde edilir (bakınız 3.3).

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{ij} \quad (3.3)$$

Boş model ile tüm haneler için ortalama mutluluk skoru tahmin edilebilmektedir. Aynı zamanda boş

model bağımlı değişkendeki (mutluluk) varyansı birinci düzey (r_{ij}) ve ikinci düzey (u_{0j}) şeklinde hiyerarşinin farklı düzeylerine göre ayırması nedeniyle oldukça önemli bilgiler sağlamaktadır. Kısaca, bu modelde üç etkinin tahmin edildiği görülmektedir: kesişim, haneler arası kesişimdeki değişim (u_{0j}) ve hanelerdeki bireylerin mutluluk skorlarındaki değişim (r_{ij}). Bu model grup (veya küme) içi korelasyon katsayısını (intra class correlation coefficient) yani toplam varyansın ne kadarlık kısmının grupların etkisi ile oluştuğunu hesaplamak için önemli bilgiler sağlamaktadır. Birey düzeyine ait r_{ij} , 0 ortalamalı ve sabit σ^2 varyanslı normal dağılıma sahip olduğu varsayılır; genellikle grup içi varyans olarak gösterilir. Grup düzeyinde ise u_{0j} ise j gruba ait 0 ortalamalı τ_{00} varyansı ifade eder; sıklıkla gruplar arası varyans olarak gösterilir. 3.3'de yer alan denklemden yola çıkarak grup içi korelasyon katsayısı (bakınız 3.4), gruplar arası varyansın gözlemlenen varyansa oranı şeklinde formüle edilir (Goldstein, 2011).

$$\rho = \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma^2) \quad (3.4)$$

Grup içi korelasyon katsayısı gruplar arası ve grup içi varyansın doğrusal olmayan bir fonksiyonudur. Bu katsayı, aynı gruptaki bireylerin bağımlı değişkene ait skorların korelasyonuna eşittir (Kreft & de Leeuw, 1998). Kısaca ifade etmek gerekirse; grup içi korelasyon katsayısı, grup düzeyindeki varyansın, toplam varyansa oranını vermektedir. Bu katsayı 0 ile 1 arasında değişir. Katsayının yüksek olması grupların türdeş olduğunu yani gruplar arasında önemli değişkenlik olduğunu gösterir. Tam tersi olarak, katsayının 0 olması ancak grup düzeyindeki varyansın 0 olması ile mümkündür. Yani grup düzeyinde hiç varyans (değişkenlik) olmaması anlamına gelir. Üst düzeydeki gruplaşmanın anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna varılır. Bu durumda çok düzeyli modelleme tekniğini kullanmanın pek bir yararı olmaz ve analizin geleneksel regresyon gibi tek düzeyli modelleme yaklaşımıyla gerçekleştirilmesi önerilir (Raudenbush & Bryk, 2001). Grup içi korelasyon katsayısının en az değerinin ne olması gerektiği konusunda tartışmalar sürmektedir. Çok düzeyli veri analizini yapabilmek için bu katsayının en az 0.12, 0.10 hatta 0.05 değerinde olması gerektiği belirtilmektedir (Heck vd., 2013; James, 1982; Lee, 2000; Reise & Duan, 2003). Bu katsayı değerinin küçük bile olması önemlidir, çünkü aynı grup içindeki gözlemlerin birbirlerine benzerliği veya gözlemlerin bağımsızlığı varsayımının ihlal edilmesinin olumsuz sonuçları vardır.

3.6.1.1. IBM SPSS'de Boş Model Oluşturma

Daha önceki kısımlarda belirtildiği üzere bu bölümde uygulamada kullanılan örnek veri seti 742 hanede yaşayan 2546 kişiyi kapsamaktadır.

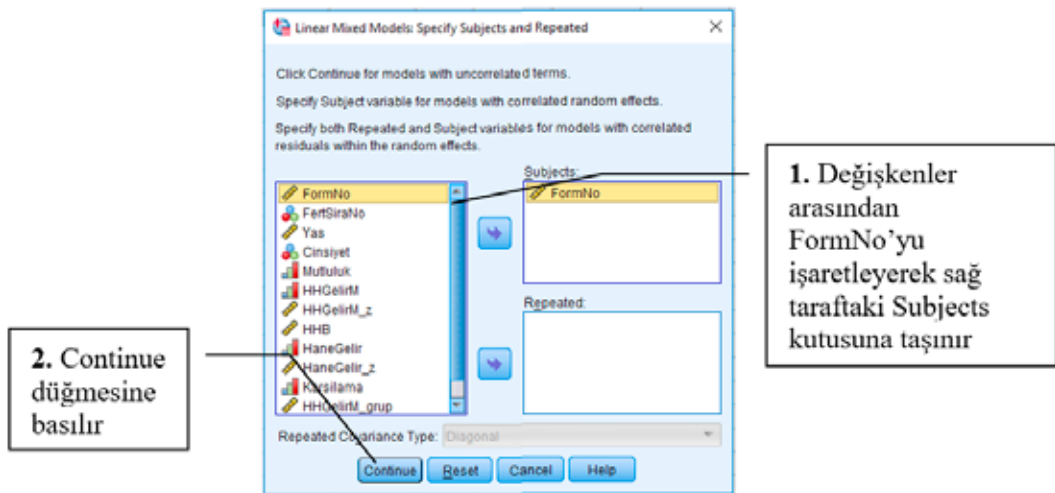
IBM SPSS programında çok düzeyli veri analizinin ilk adımı olan boş model oluşturma ve test etme için için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Örnek veri seti dosyası açık iken Analyze → Mixed Models → Linear komutu verilir (bakınız Şekil 3.3).

General Linear Model	-,01	4	5	1,62	3	3,67
Generalized Linear Models	,99	4	5	1,62	3	3,67
Mixed Models			5	1,62	3	3,67
Correlate			4	,62	2	2,75
Regression			4	,62	2	2,75
Loglinear	-1,01	4	4	,62	2	2,75
Neural Networks	-,01	4	4	,62	2	2,75
Classify	-,01	3	6	2,62	3	3,33
Dimension Reduction	,99	3	6	2,62	3	3,33
Scale	-,01	3	6	2,62	3	3,33
Nonparametric Tests	-1,01	6	4	,62	2	2,00
Forecasting	-1,01	6	4	,62	2	2,00
Survival	-1,01	6	4	,62	2	2,00
Multiple Response	-1,01	4	2	-1,38	1	2,67
Missing Value Analysis...	-1,01	4	2	-1,38	1	2,67
Multiple Imputation	,99	4	2	-1,38	1	2,67
Complex Samples	-1,01	8	5	1,62	3	2,80
Simulation...	,99	8	5	1,62	3	2,80
	-1,01	8	5	1,62	3	2,80

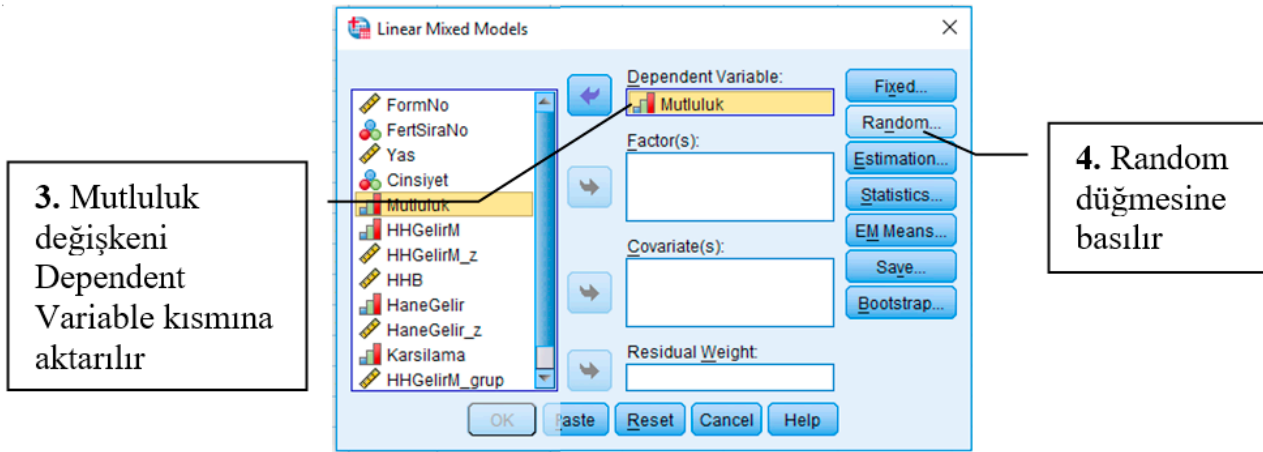
Şekil 3.3. Mixed models komutu ekran görünümü

2. Yukardaki komutla açılan pencere (Şekil 3.4), karma modelin tanımlanmasını istemektedir. Veri setinde bulunan değişkenlerden FormNo isimli değişken ikinci düzey bir değişkendir ve anket yapılan hane form numarasını göstermektedir. Sol tarafta yer alan bu değişkenler arasından FormNo'yu işaretleyerek sağ taraftaki Subjects kutusuna çift tıklayarak veya ok yardımıyla aktarılır. Sonra Continue düğmesine basılır.



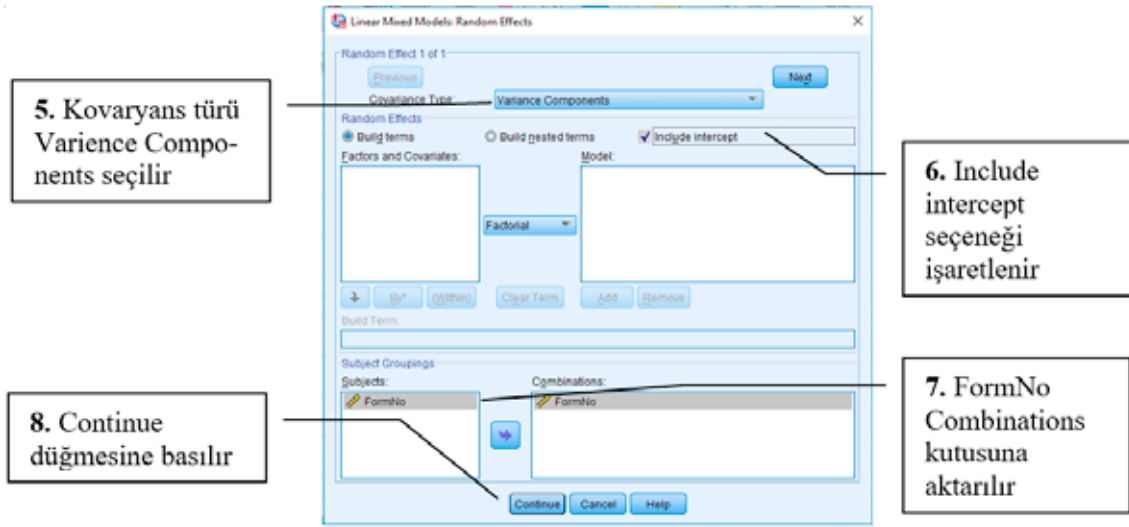
Şekil 3.4. Mixed models belirleme ekran görünümü

3. Açılan yeni pencere karma modeldeki bağımlı değişkeni aynı zamanda açıklayıcı değişkenlerin tanımlanmasını sağlamaktadır (bakınız Şekil 3.5). Açıklayıcı değişkenler modele eklenecek ise Factor(s) kısmına sınıflama (veya kategorik) değişkenler Covariate(s) kısmına eşit aralıklı (veya interval) değişkenler aktarılır. Boş modelde hiçbir açıklayıcı değişken olmadığı için bu aşamada sadece Dependent Variable kısmına bağımlı değişken olan Mutluluk aktarılır. Modelde sabit etki olmadığı için sağ tarafta bulunan düğmelerden Fixed düğmesi pas geçilir ve tesadüfi etkiler için Random düğmesine basılır.



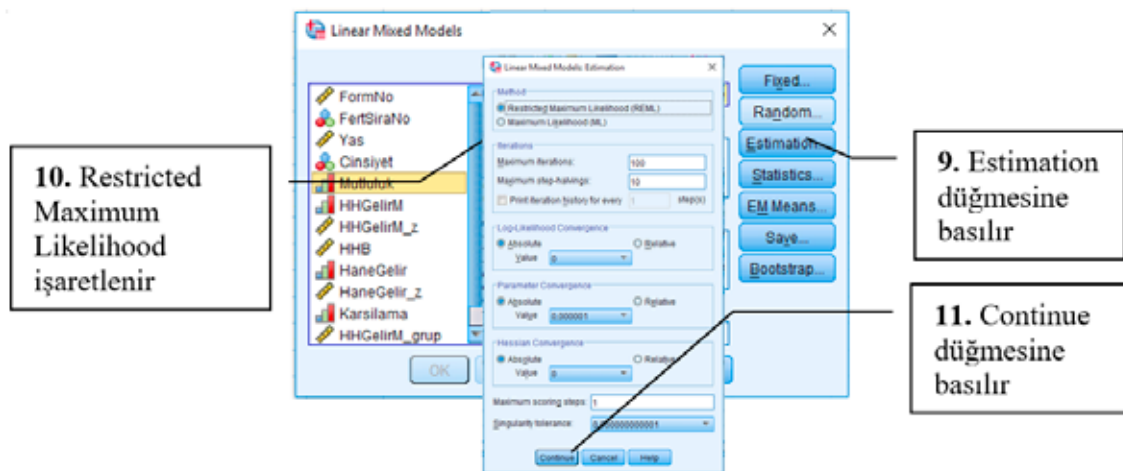
Şekil 3.5. Mixed models belirleme ekran görünümü

4. Random düğmesine basılmasıyla açılan pencerede (Şekil 3.6) tesadüfi etkiler belirlenir, yani hangi değişkenlerin gruplar boyunca tesadüfi olarak değişmesi istenmektedir o belirtilir. Pencerenin üst kısmında Random Effect 1 of 1 yer almaktadır, bu kısımda çok düzeyli veri analizinde hangi tür kovaryans matrisi kullanılacağı belirtilir. Varsayılan olarak kovaryans türü Variance Components'dir. Boş modelde bu seçenek kullanılır. Böylelikle tesadüfi etkiler için çapraz kovaryans matrisi oluşturulur; başka bir ifadeyle, tesadüfi etkiler arasındaki kovaryans değil, her bir tesadüfi etki için ayrı varyans tahmini elde edilir. Boş model için tek tesadüfi etki (kesişim) vardır, o nedenle varsayılan seçenek olarak Variance Components kullanılmalıdır. Ancak, tesadüfi eğim ve/veya kesişimlerin olduğu diğer modellerde tesadüfi etkiler arasındaki varyans ve kovaryanslara uygun olabilecek Unstructured gibi seçenekler tercih edilmelidir. Random Effect 1 of 1 kısmında tahmin değişkenleri için tesadüfi etkiler belirlenebilir. Ancak, bu aşamada sadece kesişim tesadüfi değişebilir. Bu nedenle Include intercept seçeneği işaretlenmelidir. Daha sonra alt kısımda yer alan Subject Groupings kısmında FormNo değişkeni Combinations kısmına çift tıklayarak veya okla aktarılır. Son olarak Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönlür.



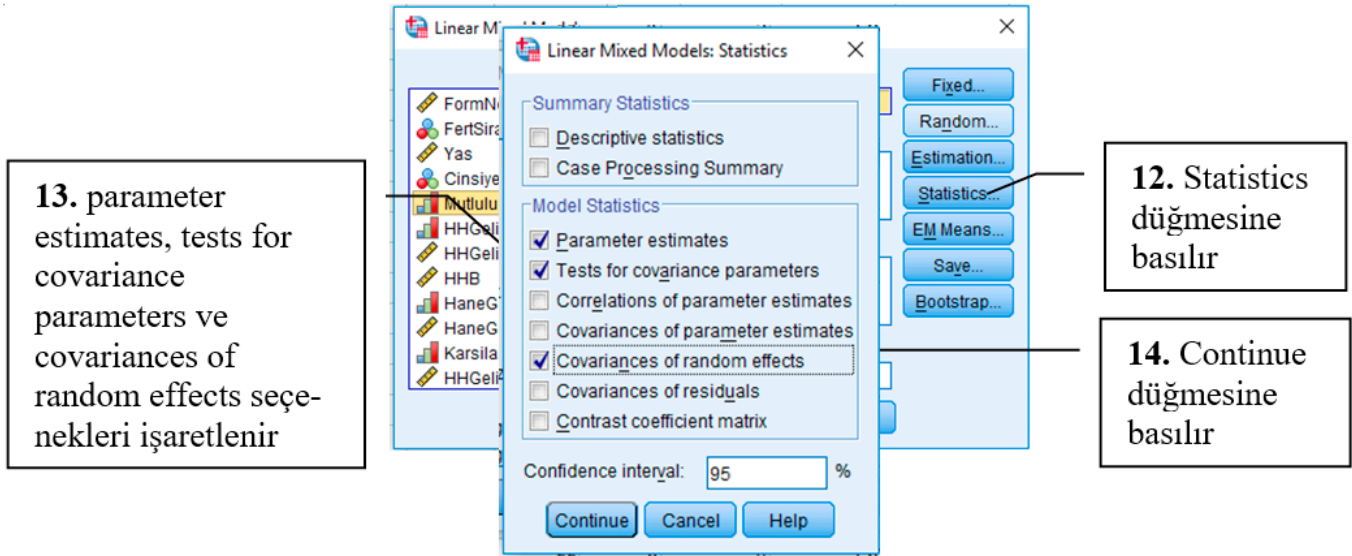
Şekil 3.6. Tesadüfi etkiler belirleme ekran görünümü

5. Mixed models belirleme ekranına tekrar dönmüştür. Sağ tarafta bulunan Estimation düğmesine basılarak model ile ilgili çeşitli tahmin seçenekleri belirleme için yeni bir pencere açılması sağlanır (bakınız Şekil 3.7). Tahmin yöntemleri seçenekleri arasında Maximum Likelihood [en çok (maksimum) olabilirlik] veya Restricted Maximum Likelihood [kısıtlı en çok olabilirlik] yöntemi vardır. En çok olabilirlik yöntemimde olabilirlik fonksiyonunu açıklamada hem regresyon katsayıları hem de varyans bileşenleri dahil edilmektedir. Ancak kısıtlı en çok olabilirlik yönteminde sadece varyans bileşenleri katılmaktadır. Bu yöntemle yapılan tahminlerde sabit etkilerle ilişkili serbestlik derecesi dikkate alınmaktadır. Kısıtlı en çok olabilirlik yöntemi IBM SPSS'de varsayılan tahmin etme yöntemi olarak kullanılmaktadır. Küçük veri setleri için de uygun olan bu yöntem, varyans bileşenleri tahmin etmede kullanılmaktadır. Bu nedenle Restricted Maximum Likelihood [kısıtlı en çok olabilirlik] metodu işaretlenerek Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönlür.

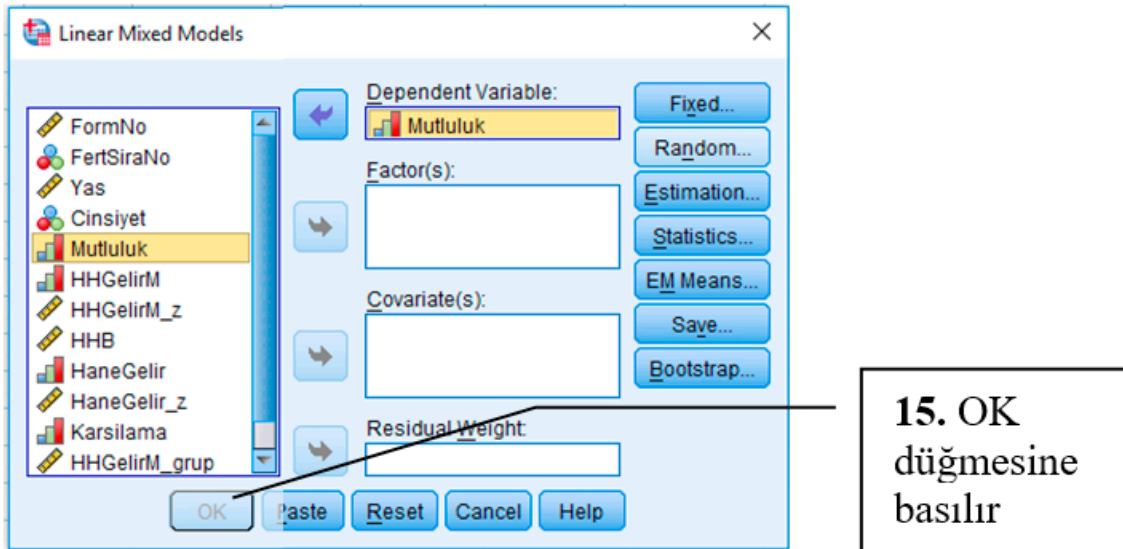


Şekil 3.7. Mixed models'da tahmin yöntemi belirleme ekran görünümü

6. Tekrar Mixed models belirleme ekranına dönmüştür. Sağ tarafta bulunan Statistics düğmesine basılarak çeşitli istatistikleri gösteren pencere açılması sağlanır (bakınız Şekil 3.8). Descriptive Statistics seçeneği, her bir hanedeki birey sayısını, bağımlı değişkenin ortalama ve standart sapmayı hesaplamayı sağlar. Case Processing Summary seçeneği ise her bir hanedeki birey sayısını gösterir. Bu pencerede sadece parameter estimates, tests for covariance parameters ve covariances of random effects seçenekleri işaretlenir. Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönülür.



Şekil 3.8. Mixed models'da istatistikleri belirleme ekran görünümü



Şekil 3.9. Mixed models belirleme ekran görünümü

7. Son olarak Mixed models belirleme ekranında OK düğmesine basılır.

3.6.1.2. Bulguların Yorumlanması

Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra IBM SPSS programı çıktı (output) sayfasını türetir.

Tablo 3.3'de yer alan **Model Dimension** tahmin edilen toplam parametre sayısını özetlemektedir. **Number of Parameters** sütununda görüldüğü üzere bu örnekte toplam üç adet parametre bulunmaktadır. Bu sonuç 3.4'te yer alan denklemlerle aynıdır. Bu parametrelerden birincisi sabit etkidir (Fixed Effect) ve kesişimin (Intercept) kendisidir. İkinci parametre ise tesadüfi etkidir (Random Effect) bu da ikinci düzeydeki gruplar arasında kesişimdeki değişimin derecesini gösterir yani ikinci düzey varyansdır. Ve üçüncü parametre hatadır (Residual) ve bu da bağımlı değişkendeki açıklanmayan (veya artık/hata) değişkenliği gösterir veya birinci düzey varyansdır. **Number of Levels** sütunu sabit etki (fixed effects) ve tesadüfi etki (random effects) sayısını göstermektedir. Bu örnekte tahmin edilen bir sabit etki ve bir tesadüfi etki vardır. **Subject Variables** sütunu analizdeki düzey sayısı hakkında bilgi vermektedir. Bu örnekte haneleri kodlamada kullanılan **FormNo** iki düzeyli analize işaret etmektedir. **Covariance structure** sütunu tesadüfi etkinin kovaryans matrisinin grup düzeyinde nasıl yapılandırıldığını göstermektedir. Bu örnekte varsayılan seçenek olarak varyans bileşenleri kullanılmıştır (variance components). Bu seçenek ile kesişime ait varyansın tahmin edilmesi sağlanmaktadır, ancak bu örneğimizde ikinci düzeyde herhangi bir tesadüfi eğim varyansı veya eğim ile kesişim arasında kovaryans bulunmamaktadır.

Tablo 3.3. Model Dimension^a

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1		1	
Random Effects	Intercept ^b	1	Variance Components	1	FormNo
	Residual			1	
	Total	2		3	

a. Dependent Variable: Mutluluk.

b. As of version 11.5, the syntax rules for the RANDOM subcommand have changed. Your command syntax may yield results that differ from those produced by prior versions. If you are using version 11 syntax, please consult the current syntax reference guide for more information.

Bir sonraki Tablo 3.4 (**Information Criteria**) model uyum kriterlerini göstermektedir. Bu tabloda yer alan indeksler modelin veri setine ne kadar iyi uyduğu hakkında bilgi vermektedir. Değerlerin küçük olması daha iyi uyuma işaretler. Aslında bu tabloda yer alan değerler bir modeli diğer model ile kıyaslamada kullanılmaktadır (Heck vd., 2013; Meyers vd., 2013). Modelleri karşılaştırmada **Akaike Information Criterion (AIC)** ve **Schwarz Bayesian Criterion (BIC)** değerlerin kullanılması önerilmektedir (Norusis, 2011). Küçük değerler daha doğru modele işaret etmektedir. Ayrıca **-2 Restricted Log Likelihood** değeri model karşılaştırmada istatistiksel olarak anlamlı bir iyileşmenin olup olmadığını belirlemek için kullanılır. Bu değer özellikle bir model diğer model ile iç içe geçmiş ise ve karşılaştırma yapıldığında kullanılması yararlıdır. Örneğin çok düzeyli veri analizi basit bir modelden başlar ve gittikçe karmaşık modelleri (örneğin modele birinci düzey tahmin değişkeninin eklenmesi) kapsar. Dolayısıyla basit model bir sonraki model ile iç içe geçmiş durumdadır. Sonraki modelin önceki modelden daha iyi uyum sağlayıp sağlamadığı ki-kare testi ile incelenir. Önce iki modele ait **-2 Restricted Log Likelihood** değerleri birbirinden çıkartılır ve mutlak bir değer elde edilir. Sonra her iki modele ait toplam parametre değerleri birbirinden çıkartılır ve mutlak bir değer elde edilir. Bu değer serbestlik derecesi yerine koyarak, ilk adımda elde edilen değerle birlikte ki-kare tablosuna bakarak (bakınız Ek-3) istatistiksel anlamlılık testi yapılır.

Tablo 3.4. Information Criteria^a

-2 Restricted Log Likelihood	6036,228
Akaike's Information Criterion (AIC)	6040,228
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	6040,233
Bozdogan's Criterion (CAIC)	6053,912
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	6051,912

The information criteria are displayed in smaller-is-better form.^a

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.5 modele ait sabit etkileri (Fixed Effects) göstermektedir. Boş modelde var olan tek bir sabit etki vardır, o da kesişimdir (intercept). Tahmin edilen değer 3.56'dır ve bu değer bağımlı değişken olan **Mutluluk** değişkeninin genel ortalamasıdır (grand-mean).

Tablo 3.5. Estimates of Fixed Effects^a

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Intercept	3,560290	,019796	750,237	179,846	,000	3,521427	3,599152

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.6. (Estimates of Covariance Parameters) varyans bileşenlerini göstermektedir. Bu tablodaki varyans değerleri modeldeki hanelerin tesadüfi etkileri esas alınarak tahmin edilmiştir. Hanelerin varlığı ile açıklanan varyans miktarını gösteren kesişim (intercept) değeri 0.136796'dır ve istatistiksel olarak anlamlıdır ($p < 0.001$). Hata (residual) değeri 0.519240'dır ve geriye kalan ve açıklanamayan varyansı göstermektedir. Toplam varyansın 0.656036 olduğu görülmektedir. Grup içi korelasyon katsayısını 3.4'deki denklemi kullanarak hesaplandığında $[0.136796/(0.136796+0.519240) = 0.136796/0.656036 = 0.208519]$ 0.20 veya %20 değeri elde edilir. Bu değer bağımlı değişken olan **Mutluluk** değişkenindeki varyansın %20'sinin haneler tarafından açıklandığını göstermektedir. Grup içi korelasyon katsayısı **Mutluluk** değişkenine ait skorların haneler içerisinde kümelenmiş olduğunu göstermektedir. Yani aynı hanede yaşayan bireylerin benzer **Mutluluk** skorları vardır. Bu da gözlemlerin bağımsızlığı varsayımını ihlal eden bir durumdur. İkinci düzeyin kümeleme etkisinin yeterli olduğu görülmektedir, bu nedenle haneleri **Mutluluk skorları** üzerinde yapılacak analizlerde öndeğişken (covariate) olarak ele almak gerekmektedir. Elde edilen sonuçlar **Mutluluk** değişkenindeki varyansın %20'sinin haneler tarafından açıklandığını göstermekte, ayrıca **Mutluluk** değişkenindeki varyansın %80'inin ise açıklanamadığını, belkide veri setinde bulunan diğer değişkenlerle açıklanabileceğini göstermektedir.

Kısaca belirtmek gerekirse kesişimin anlamlı bir şekilde haneler boyunca değişmesi (Wald $Z = 8.75$, $p < 0.001$) ve grup içi korelasyon katsayısının **Mutluluk** skorlarındaki varyansın %20'sinin haneler tarafından açıklandığını belirtmesi nedeniyle çok düzeyli veri analizine devam edilmesi gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3.6. Estimates of Covariance Parameters^a

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Residual	,519240	,017182	30,219	,000	,486632	,554034
Intercept [subject = FormNo] Variance	,136796	,015634	8,750	,000	,109344	,171141

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Varyans bileşenlerinin yer aldığı Tablo 3.6. (Estimates of Covariance Parameters) aynı zamanda güvenilirlik hakkında bilgi vermektedir. Birim ortalaması güvenilirliği (unit-mean reliability) söz konusu bağımlı değişkenin gruplar boyunca değişmesine dair varsayım için ortalama değerler sunmaktadır. Her bir j hanesinde farklı sayıda birey yer aldığı için, bu güvenilirlik katsayısı ikinci düzeydeki birimler (haneler) boyunca değişmektedir. Bir birimdeki güvenilirlik hesaplaması için şu denklem kullanılabilir:

$$\lambda = \tau_{00} / [\tau_{00} + (\sigma_2/n_j)] \quad (3.5)$$

Bu örnek çalışmada hane içi birey sayısı 3 ila 8 birey arasında değişmektedir. Bu değerler kullanıldığında en küçük birim için güvenilirlik katsayısı $0.136796/[0.136796+(0.519240/3)] = 0.136796/0.309876 = 0.441454$ bulunur. En büyük birim için güvenilirlik katsayısı $0.136796/[0.136796+(0.519240/8)] = 0.136796/0.201701 = 0.678211$ bulunur.

Birinci araştırma sorusu bireylerin mutluluk düzeylerinin haneden haneye farklılık gösterip göstermediği ile ilgiliydi. Bu araştırma sorusunu Tablo 3.6'da yer alan değerler cevaplamaktadır. Buna göre; grup içi (hane) açıklanan varyans istatistiksel olarak anlamlıdır (Wald Z = 30.219, p < .001). Benzer şekilde, kesişim anlamlı bir şekilde gruplar (haneler) boyunca değişmektedir (Wald Z = 8.75, p < 0.001).

3.6.2. İkinci adım: Birinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Level 1 Random Intercept Model)

Çok düzeyli veri analizinde genellikle üç tür denklemlerle çalışılır: grup içi (birey düzeyi) denklem, gruplar arası kesişim denklemi ve gruplararası eğim denklemi. İkinci araştırma sorusu "bireylerin aylık hanehalkı gelirinden memnuniyeti ile mutluluk düzeyleri arasında bir ilişki var mıdır?" şeklindedir. Bu araştırma sorusunu yanıtlamak için oluşturulan karma birinci düzey model; birinci düzeyde (birey) bir yordayıcı veya tahmin değişkeni içeren modeldir. Bu model birinci düzeydeki (birey) merkezleştirilmiş memnuniyet değişkeninin mutluluk skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkilerini kapsamaktadır. Bu model için j hanesindeki her bir i bireyi için hanehalkı gelirinden memnuniyetin mutluluk üzerindeki etkisi şu şekilde formüle edilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1(HHGelirM)_{ij} + r_{ij} \quad (3.6)$$

3.6'da yer alan denklem birinci (birey) düzeyde, grup içi HHGelirM değişkeni Mutluluk ile ilişkilidir.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (3.7)$$

Daha önce 3.2. denklem için yapılan açıklamalara benzer şekilde, 3.7'de yer alan denklem kesişimdeki değişimi grup düzeyi kesişim (γ_{00}) veya ortalamaların ortalaması ile herbir grubun bu ortalamadan kesişimin sapması (u_{0j}) şeklinde açıklamaktadır.

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j} \quad (3.8)$$

3.8'de yer alan denklem grup içi eğimin örneklemdeki gruplar boyunca tesadüfi olarak değişebilecek şekilde incelenebileceğini göstermektedir. Bu denklem, eğitimdeki değişimi grup düzeyi ortalama eğim katsayısı (γ_{10}) veya genel ortalama ile her bir grubun bu genel ortalamadan sapmasını (u_{1j}) gösteren tesadüfi bir parametre ile açıklamaktadır. Eğimin gruplar boyunca tesadüfi olarak değiştiği düşünüldüğü için ilgili parametrenin anlamlılık testi örneklemdeki grup sayısı ile ilişkilidir. Genellikle model oluştururken, grup içi eğimler sabitlenir yani gruplar boyunca değişmediği düşünülür. Bu durum denklem 3.9'daki gibi formüle edilir:

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (3.9)$$

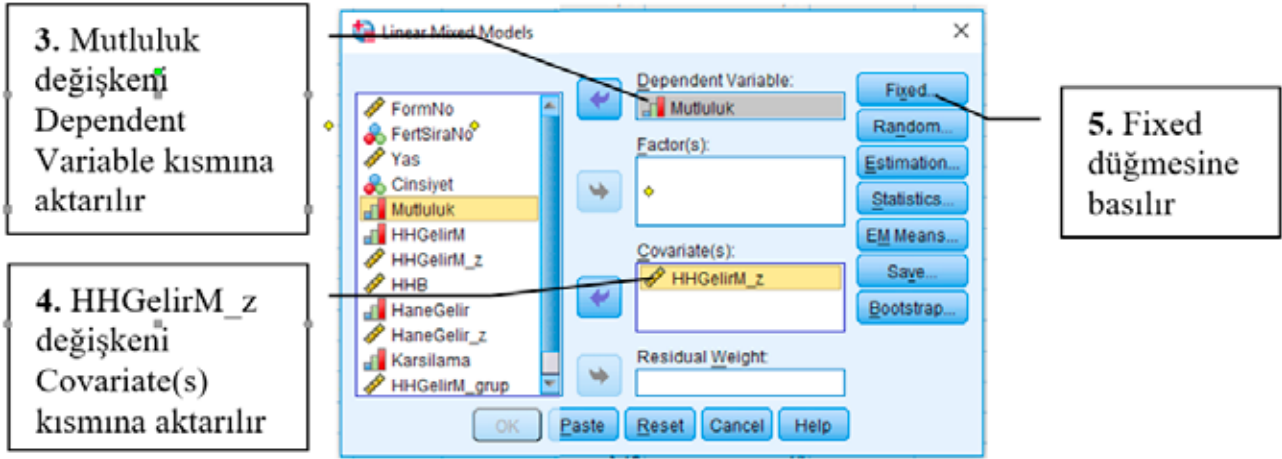
3.9'da yer alan denklem tesadüfi bir bileşen olmadığını göstermektedir. Eğim katsayısı örneklem için bir değere sabitlenmiştir. Birinci düzey eğim katsayısının sabitlendiği bu durumda anlamlılık testi örneklemde yer alan birey sayısını esas almaktadır. Eğer hem kesişim hem de eğim gruplar boyunca değişiyorsa, 3.7 ve 3.8'de yer alan denklemler kullanılarak gruplar boyunca tesadüfi değişen kesişim ve eğitimdeki varyansı açıklamada modeller oluşturulabilir. Bu modelde 3.9'daki denklem kullanılmıştır.

3.6.2.1. IBM SPSS'de karma birinci düzey model oluşturma

Örnek veri setini IBM SPSS programında açtıktan sonra izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

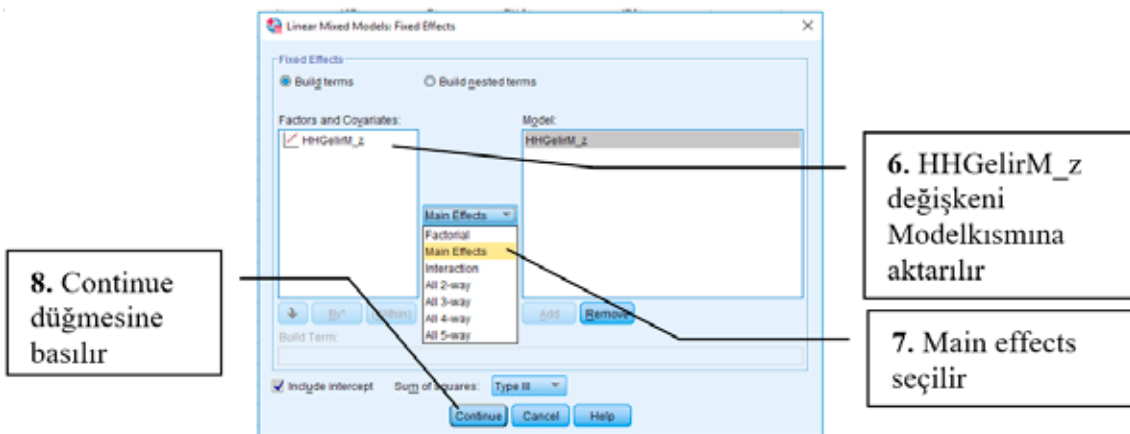
1. Analyze → Mixed Models → Linear komutu verilir (bakınız Şekil 3.10).

hali) değişkeni Covariate(s) kısmına aktarılır. Modelde sabit etkileri tanımlamak için sağ tarafta bulunan düğmelerden Fixed düğmesine basılır.



Şekil 3.12. Mixed models belirleme ekran görünümü

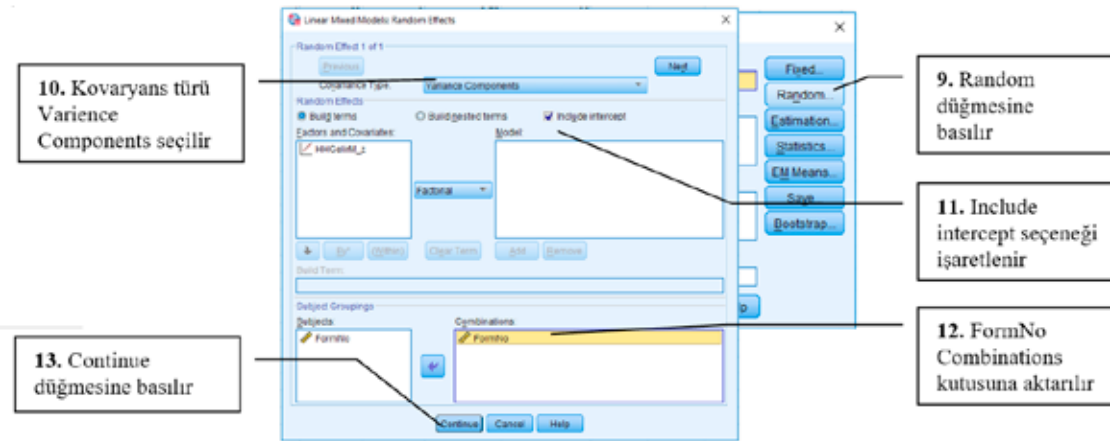
4. Sabit etkilerin tanımlandığı bu pencerede önce Factors and Covariates kısmında yer alan HHGelim_z değişkeni sağ tarafta yer alan Model kısmına çift tıklayarak veya Add düğmesiyle eklenir. Bu işlem, mutluluk değişkenini tahmin eden HHGelim_z değişkeninin kesişim ve eğimini değerlendirmemizi sağlar. Orta kısımda bulunan Factorial açılan menüsünde Main Effects seçilir. Bu menüde main effects (temel etkiler) dışında etkileşimsel etkilerin de (interaction effects) eklenebilmektedir. Pencerinin alt kısmında Include intercept kutucuğu varsayılan olarak seçilidir. Continue düğmesine basılarak önceki pencereye dönülür.



Şekil 3.13. Fixed effects belirleme ekran görünümü

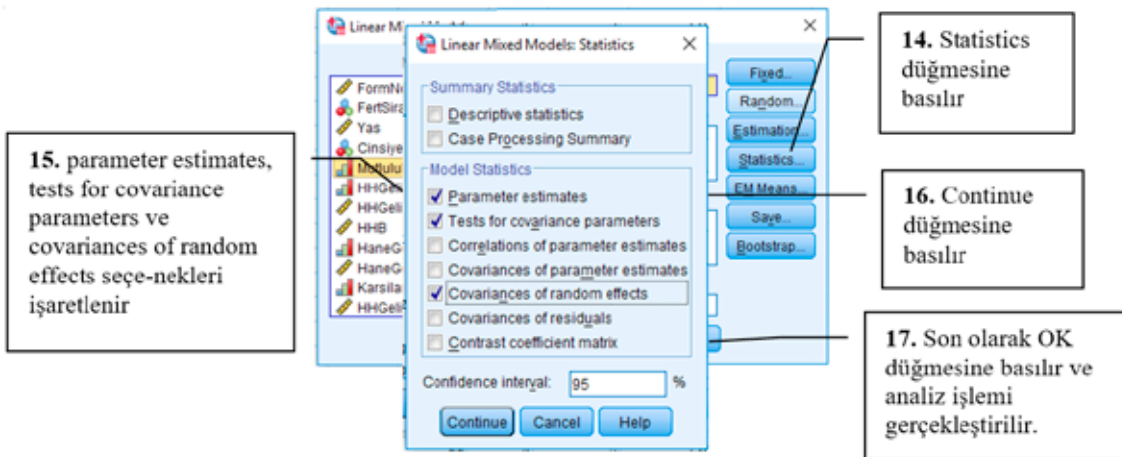
5. Tesadüfi etkileri tanımlamak için Random düğmesine basılır (bakınız şekil 3.14). Açılan pencerin üst kısmı (Random Effect 1 of 1) tesadüfi etkilerle ilgilendir. Bu kısımda kovaryans türü olarak açılan menüde Variance Components seçilir. Kovaryans HHGelim_z değişkenine ait eğim ve kesişim parametreleri

arasındaki ilişkiyle ilgilidir. Variance components türünü seçerek grup içi modelde sadece kesişim tesadüfi olarak değişebilmektedir. Daha sonra Include intercept kutucuğu işaretlenir. Son olarak alt kısımda yer alan Subject Groupings kısmında FormNo değişkeni Combinations kısmına çift tıklayarak veya okla aktarılır. Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönülür.



Şekil 3.14. Tesadüfi etkiler belirleme ekran görünümü

6. Mixed models belirleme ekranına döndüğünde sağ tarafta bulunan Statistics düğmesine basılarak önceki modelde olduğu gibi işlemler yapılır (bakınız Şekil 3.15). Açılan pencerede sadece parameter estimates, tests for covariance parameters ve covariances of random effects seçenekleri işaretlenir. Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönülür. Mixed models belirleme ekranında son olarak OK düğmesine basılır ve analiz işlemi gerçekleştirilir.



Şekil 3.15. Mixed models'da istatistikleri belirleme ekran görünümü

3.6.2.2. Bulguların Yorumlanması

Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra IBM SPSS programı çıktı (output) sayfasını türetir.

Tablo 3.7'de yer alan **Model Dimension** tahmin edilen toplam parametre sayısını özetlemektedir.

Number of Parameters sütununda görüldüğü üzere bu modelde toplam dört adet parametre bulunmaktadır. Bu sonuç 3.7 ve 3.8'de yer alan denklemlerle uyumludur (hane-içi açıklayıcı değişken HHGelirM, kesişim, ikinci düzey varyans ve hata). **Number of Levels** sütunu 2 adet sabit etkiyi (fixed effects) ve 1 adet tesadüfi tesadüfi etkiyi (random effects) göstermektedir. Bu modelde tahmin edilen bir sabit etkiler kesişimi ve HHGelirM'dir. Tahmin edilen tesadüfi etki ise kesişimin heneler boyunca değişimini gösteren ikinci düzey varyanstır. **Subject Variables** sütunu analizdeki düzey sayısı hakkında bilgi vermektedir. Bu örnekte haneleri kodlamada kullanılan **FormNo** iki düzeyli analize işaret etmektedir. **Covariance structure** sütunu tesadüfi etkinin kovaryans matrisinin grup düzeyinde nasıl yapılandırıldığını göstermektedir. Bu örnekte varsayılan seçenek olarak varyans bileşenleri kullanılmıştır (variance components).

Tablo 3.7. Model Dimension^a

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1		1	
	HHGelirM_z	1		1	
Random Effects	Intercept ^b	1	Variance Components	1	FormNo
Residual					
Total		3		4	

a. Dependent Variable: Mutluluk.

b. As of version 11.5, the syntax rules for the RANDOM subcommand have changed. Your command syntax may yield results that differ from those produced by prior versions. If you are using version 11 syntax, please consult the current syntax reference guide for more information.

Bir sonraki Tablo 3.8 (*Information Criteria*) model uyum kriterlerini göstermektedir. Tablo 3.8'de yer alan **Akaike Information Criterion (AIC)** ve **Schwarz Bayesian Criterion (BIC)** değerlerini bir önceki boş model ile karşılaştırıldığında (bakınız Tablo 3.4) daha küçük değerlere sahip olduğu anlaşılmaktadır. Bu da daha iyi bir uyumu göstermektedir. Ki kare testi ile modeller kıyaslanabilir. Bu modelde **-2 Restricted Log Likelihood** değeri 5790.986 iken boş modelde (bakınız Tablo 3.4) 6036.228'dir. İki değer mutlak farkı 245.242'dir. Serbestlik derecesi adına her iki modelin toplam parametre değerinin mutlak farkı $4 - 3 = 1$ değeri ortaya çıkar. Ek-3'de yer alan ki-kare tablosuna bakıldığında 1 serbestlik derecesi ile 245.242 ki-kare değeri istatistiksel olarak anlamlıdır ($p < 0.001$). Bu nedenle karma birinci düzey model boş modele kıyasla daha iyi uyum değerlerine sahiptir ve daha açıklayıcı (tahmin edici) bir modeldir.

Tablo 3.8. Information Criteria^a

-2 Restricted Log Likelihood	5790,986
Akaike's Information Criterion (AIC)	5794,986
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	5794,991
Bozdogan's Criterion (CAIC)	5808,669
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	5806,669
<i>The information criteria are displayed in smaller-is-better form.^a</i>	

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.9 modeldeki sabit etkiye ait parametrelerin anlamlılıklarını test eden bir çeşit ANOVA tablosudur. HHGelirM değişkeni için F değerinin büyük olması Mutluluk değişkeni ile istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki içerisinde olduğunu göstermektedir. Kesişime ait bulgulara bakıldığında F değerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu, başka bir ifadeyle kesişim değerinin 0'dan farklı olduğunu göstermektedir. Zaten bir önceki modelde kesişim değeri 3.56 olduğu görülmektedir (bakınız Tablo 3.5).

Tablo 3.9. Type III Tests of Fixed Effects^a

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	726,464	41792,963	,000
HHGelirM_z	1	2315,772	279,722	,000

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.10 modele ait sabit etkileri (Fixed Effects) göstermektedir. Tabloda yer alan kesişim değeri 3.559'dır. Bu değer bağımlı değişken olan **Mutluluk** değişkenin genel ortalamasıdır (grand-mean). Standart hatası ise 0.017'dir. Bir önceki boş model ile karşılaştırıldığında, kesişim değerinin 3.560 değerinden 3.559 değerine doğru çok az azaldığı görülmektedir, çünkü bu modelde HHGelirM değişkeni yer almaktadır. Tabloda yer alan serbestlik dereceleri (**degrees of freedom - df**) değişkenlerin hangi düzeye ait oldukları konusunda fikir verebilmektedir. Örneğin, veri seti 742 hanede yaşayan 2546 kişiyi kapsamaktadır. Kesişime ait serbestlik derecesi 726.464'dür ve ikinci düzeye (haneler) aittir. Benzer şekilde, HHGelirM değişkeni binci düzey (birey) değişkenidir. Bu değişkene ait serbestlik derecesi 2315.722'dir ve toplam birey sayısı ile uyumludur. **Sig.** sütunu kesişimin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir ($p < 0.001$). Yani kesişim sıfırdan farklıdır.

Tablo 3.10'da ayrıca HHGelirM değişkenine ait parametre yer almaktadır. Bu parametrenin değeri 0.26'dır ve HHGelirM değişkenin eğimi olarak anlaşılmalıdır. Başka bir ifadeyle, HHGelirM değişkenine ait skorlarda bir birimlik artış (çünkü eğitim pozitif) bağımlı değişken olan Mutluluk skorlarında 0.26 oranında artışı sağlamaktadır. Tablodan da görüleceği üzere **Sig.** sütunu eğimin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir ($p < 0.001$). Yani eğim sıfırdan farklıdır.

Tablo 3.10. Estimates of Fixed Effects^a

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Intercept	3,559019	,017409	726,464	204,433	,000	3,524841	3,593197
HHGelirM_z	,265984	,015904	2315,772	16,725	,000	,234798	,297171

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.11. (Estimates of Covariance Parameters) varyans bileşenlerini göstermektedir. Tablodan da görüleceği üzere birinci düzey (birey) değişkenlerden HHGelirM isimli değişkenin modele eklenmesiyle hata (residual) değeri 0.519240 (bakınız Tablo 3.6) değerinden 0.501649 değerine azalmıştır. Bir önceki boş model ve şu anki modeldeki varyans farklılıkları grup içi (hane içi) ve gruplar arası (haneler arası) varyanstaki azalmayı hesaplamak için de kullanılabilir. Her bir düzey için aşağıdaki (3.10) denklem kullanılabilir (Heck vd., 2013):

$$\sigma^2\text{Model}_1 - \sigma^2\text{Model}_2 / \sigma^2\text{Model}_1 \quad (3.10)$$

Bu denklemde Model₁ bir önceki boş modeli, Model₂ ise şu anki modeli göstermektedir. Grup içi (hane içi) hesaplaması sonucu $(0.519240 - 0.501649) / 0.519240 = 0.033878$ değeri elde edilir. Bu değer; bireylerin hanehalkı gelirinden memnuniyetin (HHGelirM) birey skorlarında grup içi (hane içi) değişkenliğin %3'ünü açıkladığını göstermektedir. Ayrıca bu değişken ikinci düzey (hane) kesişimlerdeki hata (residual) değişkenliğini de etkilemektedir. Bir önceki boş modelde hanelerin varlığı ile açıklanan varyans değeri 0.136796'dır (bakınız Tablo 3.6). HHGelirM değişkeninin eklenmesiyle hane düzeyindeki varyans değeri 0.076760'a azalmıştır. Gruplar arası (haneler arası) varyanstaki bu azalma $(0.136796 - 0.076760) / 0.136796 = 0.438872$ değerindedir. Bu değer, hanehalkı gelirinden memnuniyetin (HHGelirM) mutluluk skorunda gruplar arası (haneler arası) değişimin neredeyse yarısını (%44) açıklamaktadır. Başka bir ifadeyle, mutluluk skorunun ortalamasındaki haneden haneye değişimin nedeninin yaklaşık yarısı hanehalkı gelirinden memnuniyetten kaynaklanabilir. Tablo 3.11'deki bulguları farklı bir şekilde de ele alınabilir. Grup içi korelasyon katsayısını 3.4'deki denklemi kullanarak hesaplandığında $[0.076760 / (0.076760 + 0.501649) = 0.076760 / 0.578409 = 0.132708]$ 0.13 veya %13 değeri elde edilir. Bir önceki model olan boş modelde grup içi korelasyon katsayısı 0.20 iken, HHGelirM değişkeninin modele eklenmesi ile mutluluk skorunun haneler arasında gözlemlenen değişimi gösteren bu değer 0.13 değerine azalmıştır.

Tablo 3.11'de yer alan bulgular HHGelirM değişkeninin modele eklenmesiyle gerek grup içi yani hane içi (Wald Z = 30.09, p < 0.001) gerekse gruplar arası yani haneler arası (Wald Z = 6.09, p < 0.001) değişkenliğin halen olabileceğini göstermektedir. Başka bir ifadeyle, HHGelirM değişkeni kontrol edildiğinde, mutluluk skorunda istatistiksel olarak anlamlı bir varyansın hem grup içi hem de gruplar arasından kaynaklandığı anlaşılmaktadır. Bu nedenle, bu varyansı açıklayabilecek ilave değişkenler (birinci ve ikinci düzey) modele halen eklenebilir.

Tablo 3.11. Estimates of Covariance Parameters^a

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Residual	,501649	,016670	30,093	,000	,470019	,535409
Intercept [subject = FormNo] Variance	,076760	,012594	6,095	,000	,055651	,105874

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.12 ise ikinci düzey için kovaryans yapısı tesadüfi etkiyi göstermektedir. Bu modelde sadece bir adet tesadüfi etki vardır. HHGelirM – Mutluluk eğimi grup içi (hane içi) sabitlendiği için bu eğim(ler)de değişimi gösteren her hangi bir varyans bileşeni bulunmaz.

Tablo 3.12. Random Effect Covariance Structure (G)^a

Intercept FormNo	
Intercept FormNo	,076760

Variance Components^a

a. Dependent Variable: Mutluluk.

3.6.3. Üçüncü adım: İkinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Level 2 Random Intercept Model).

Üçüncü araştırma sorusu “bireylerin aylık hanehalkı gelirinden memnuniyetinin, aylık hanehalkı gelirinin, hanehalkı büyüklüğünün ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyetin mutluluk üzerinde etkisi var mıdır?” şeklindedir. Bu araştırma sorusunu yanıtlamak için oluşturulan karma ikinci düzey model düzey-1’de (birey) bir yordayıcı veya tahmin değişkeni aynı zamanda düzey-2’de (hane) bir yordayıcı veya tahmin değişkeni kapsayan modeldir. Bu model düzey-1’deki (birey) aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeniyle (HHGelirM) birlikte düzey-2’deki (hane) aylık hanehalkı gelirinin (HaneGelir), hanehalkı büyüklüğünün (HHB) ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyetin (HHGelirM_grup) mutluluk skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etki-lerini kapsamaktadır. İkinci düzeye ait değişkenler modele katıldığında dikkat edilemesi gereken noktalardan biri de her bir grupta yer alan tüm bireyler için söz konusu değişkene ait değerlerin aynı olmasıdır. Bu aynı zamanda model ile yapılacak tahminlerde birinci düzeydeki birimlerden daha çok ikinci düzeydeki birimler esas alınarak tahminlerin yapıldığını gösterir. Bu nedenle bireyler için kayıp veri olup olmadığı kontrol edilmelidir.

Bu modelde j hanesindeki her bir i bireyi için mutluluk denklemi şu şekilde formüle edilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{HHGelirM})_{ij} + r_{ij} \quad (3.11)$$

3.11’de yer alan denklem birinci (birey) düzeyde, grup içi HHGelirM değişkeni Mutluluk ile ilişkilidir.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{HaneGelir}) + \gamma_{02}(\text{HHB}) + \gamma_{03}(\text{HHGelirM_grup}) + u_{0j} \quad (3.12)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (3.13)$$

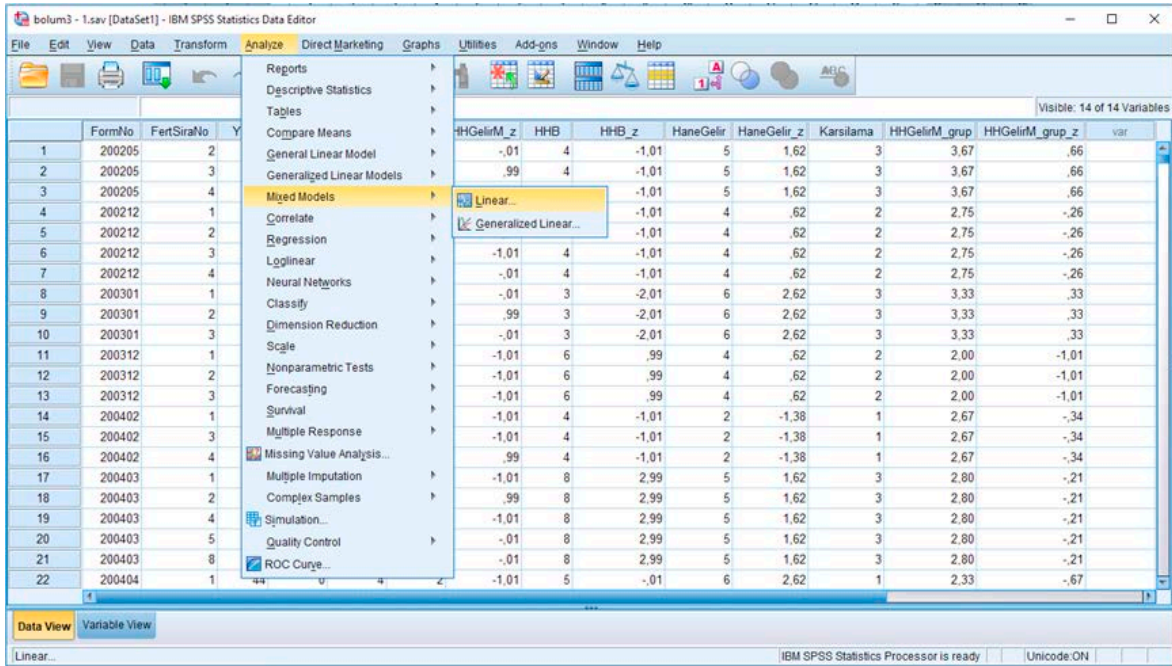
Daha önce 3.2 ve 3.7’de yer alan denklemler için yapılan açıklamalara benzer şekilde, 3.12 ve 3.13’de yer alan denklem ikinci düzeyde (hanelerde) yer alan açıklayıcı değişkenleri kapsamaktadır. β_{0j} ikinci düzeyde yer alan j grubundaki birinci düzey kesişimidir. İkinci düzeydeki açıklayıcı değişkenler kontrol edildiğinde (HaneGelir, HHB, HHGelirM_grup) γ_{00} birinci düzeydeki bağımlı değişkene (çıktı) ait ortalama değeri gösterir. γ_{01} , γ_{02} , γ_{03} ikinci düzeydeki açıklayıcı değişkenlere ait eğimleri gösterir. u_{0j} ise j gruba ait tesadüfi değişkenliği gösterir. β_{1j} j grubunda birinci düzey eğimi ve γ_{10} grup düzeyinde ortalama değerini gösterir. 3.13’de yer alan denklemde tesadüfi etki (u_{1j}) bulunmadığından dolayı, eğim katsayısı örneklem için bir değere sabitlenmiştir.

İkinci düzey açıklayıcı değişkenler hakkında bilgiler Tablo 3.2’de görülebilir. Karma modelde değişkenler eğer üç veya daha fazla kategoriye sahipse faktör (factors) olarak girilir ve son kategori referans grubu olarak işleme alınır. Üçten az kategoriye sahip değişkenler is hem faktör (factor) hem de öndeğişken (covariates) şeklinde modele sokulabilir. Bu örnek uygulamada ikinci düzey açıklayıcı değişkenler arasında kategorik değişken bulunmadığından tümü modele öndeğişken (covariates) şeklinde girilmiştir. Sonuçta üç adet sabit etki eklenmektedir, geriye kalan parametreler bir önceki modeldeki gibi aynıdır. Bu nedenle, modelde toplam yedi adet parametre tahmin edilmektedir.

3.6.3.1. IBM SPSS'de karma birinci düzey model oluşturma

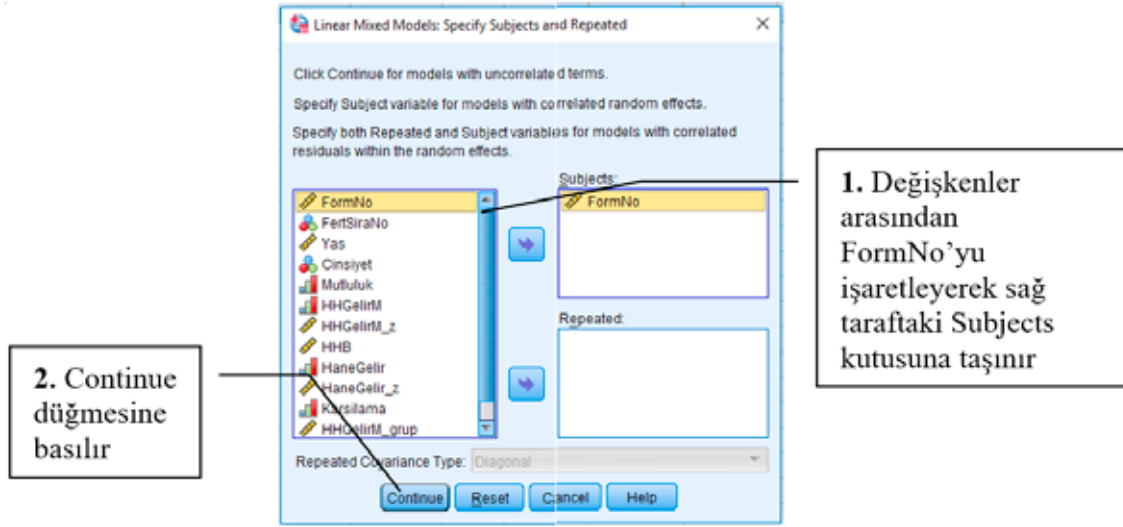
Örnek veri setini IBM SPSS programında açtıktan sonra izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Analyze → Mixed Models → Linear komutu verilir (bakınız Şekil 3.16).



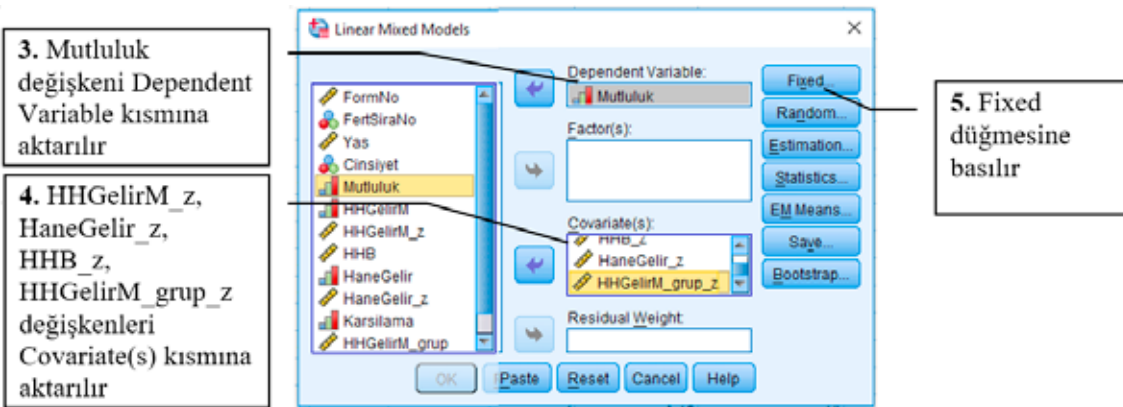
Şekil 3.16. Mixed models komutu ekran görünümü

2. Yukardaki komutla karma modelin tanımlanmasını isteyen pencere açılır (Şekil 3.17). Daha önceki modelde açıklandığı üzere sol tarafta yer alan bu değişkenler arasından FormNo'yu işaretleyerek sağ taraftaki Subjects kutusuna çift tıklayarak veya ok yardımıyla aktarılır. Sonra Continue düğmesine basılır.



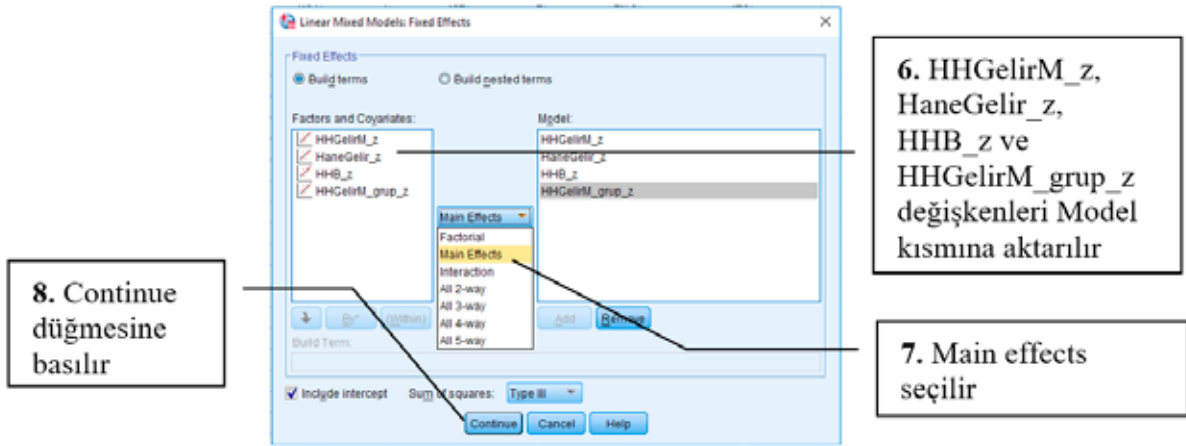
Şekil 3.17. Mixed models belirleme ekran görünümü

3. Açılan yeni pencere karma modeldeki bağımlı değişkeni aynı zamanda açıklayıcı değişkenlerin tanımlanmasını sağlamaktadır (bakınız Şekil 3.18). Bu modelde Dependent Variable kısmına bağımlı değişken olan Mutluluk aktarılır. Birinci düzeydeki (birey) aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeniyle (HHGelirM_z) birlikte ikinci düzeydeki (hane) aylık hanehalkı geliri (HaneGelir_z), hanehalkı büyüklüğü (HHB_z) ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyeti (HHGelirM_grup_z) değişkenleri Covariate(s) kısmına aktarılır. Modelde sabit etkileri tanımlamak için sağ tarafta bulunan düğmelerden Fixed düğmesine basılır.



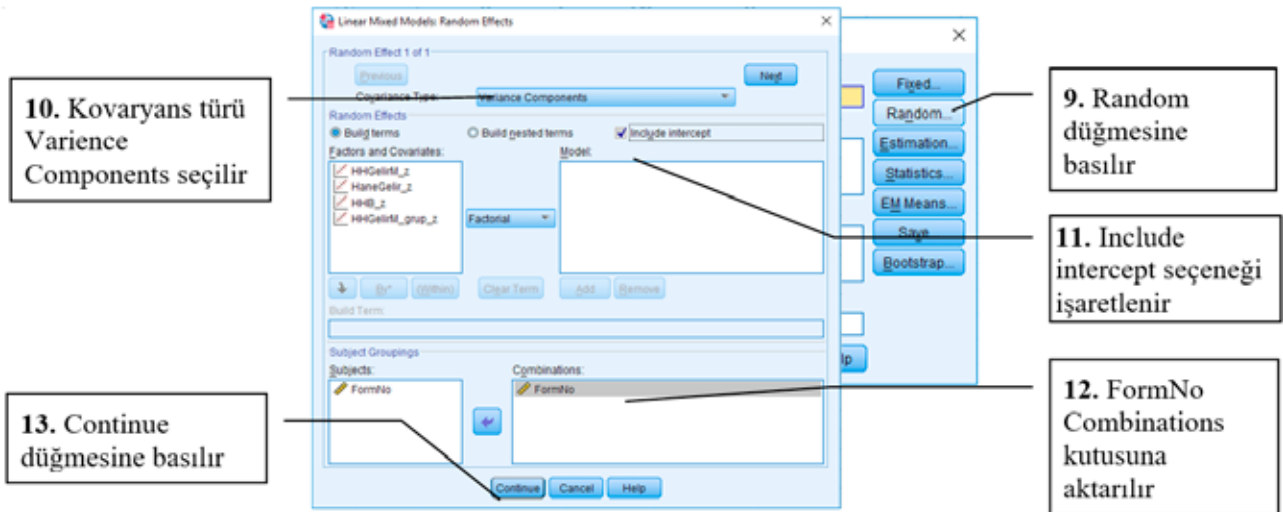
Şekil 3.18. Mixed models belirleme ekran görünümü

4. Sabit etkilerin tanımlandığı bu pencerede önce Factors and Covariates kısmında yer alan HHGelirM_z, HaneGelir_z, HHB_z ve HHGelirM_grup_z değişkenleri sağ tarafta yer alan Model kısmına çift tıklayarak veya Add düğmesiyle eklenir. Bu işlem, mutluluk değişkenini tahmin eden birinci ve ikinci düzeydeki değişkenlerin kesişim ve eğimini değerlendirmemizi sağlar. Orta kısımda bulunan Factorial açılan menüsünde Main Effects seçilir. Pencerinin altı kısmında Include intercept kutucuğu varsayılan olarak seçilidir. Continue düğmesine basılarak önceki pencereye dönülür.



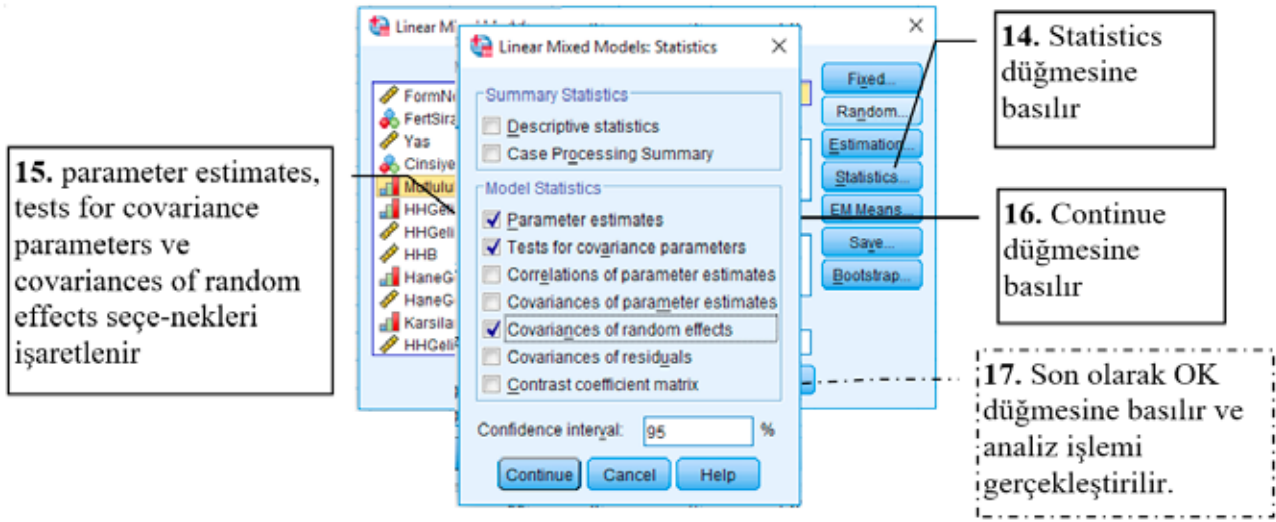
Şekil 3.19. Fixed effects belirleme ekran görünümü

5. Tesadüfi etkileri tanımlamak için Random düğmesine basılır (bakınız şekil 3.20). Açılan pencerede Random Effect 1 of 1 kısmında kovaryans türü olarak Variance Components seçilir. Bu kısımda daha sonra Include intercept kutucuğu işaretlenir. Son olarak alt kısımda yer alan Subject Groupings kısmında FormNo değişkeni Combinations kısmına çift tıklayarak veya okla aktarılır. Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönlür.



Şekil 3.20. Tesadüfi etkiler belirleme ekran görünümü

6. Mixed models belirleme ekranına dönlüğünde sağ tarafta bulunan Statistics düğmesine basılarak önceki modelde olduğu gibi işlemler yapılır (bakınız Şekil 3.21). Açılan pencerede sadece parameter estimates, tests for covariance parameters ve covariances of random effects seçenekleri işaretlenir. Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönlür. Mixed models belirleme ekranında son olarak OK düğmesine basılır ve analiz işlemi gerçekleştirilir.



Şekil 3.21. Mixed models'da istatistikleri belirleme ekran

3.6.3.2. Bulguların Yorumlanması

Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra IBM SPSS programı çıktı (output) sayfasını türetir.

Tablo 3.13'de yer alan Model Dimension tahmin edilen toplam parametre sayısını özetlemektedir. Bu modelde toplam 7 adet parametre tahmin edilmektedir.

Tablo 3.13. Model Dimension^a

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1		1	
	HHGelirM_z	1		1	
	HaneGelir_z	1		1	
	HHB_z	1		1	
	HHGelirM_grup_z	1		1	
Random Effects	Intercept ^b	1	Variance Components	1	FormNo
	Residual			1	
	Total	6		7	

a. Dependent Variable: Mutluluk.

b. As of version 11.5, the syntax rules for the RANDOM subcommand have changed. Your command syntax may yield results that differ from those produced by prior versions. If you are using version 11 syntax, please consult the current syntax reference guide for more information.

Tablo 3.14 (**Information Criteria**) model uyum kriterlerini göstermektedir. Tabloda yer alan **Akaike Information Criterion (AIC)** ve **Schwarz Bayesian Criterion (BIC)** değerlerini bir önceki karma birinci düzey model (mixed level 1 model) ile karşılaştırıldığında (bakınız Tablo 3.8) daha küçük değerlere sahip olduğu anlaşılmaktadır. Bu da daha iyi bir uyumu göstermektedir. Ki-kare testi ile modeller kıyaslanabilir. Bu modelde **-2 Restricted Log Likelihood** değeri 5558.961 iken bir önceki modelde (bakınız Tablo 3.8) 5790.986'dır. İki değerın mutlak farkı 232.025'tir. Serbestlik derecesi adına her iki modelin toplam parametre değerinin mutlak farkı $7 - 4 = 3$ değeri ortaya çıkar. Ek-3'de yer alan ki-kare tablosuna bakıldığında 3 serbestlik derecesi ile 232.025 kıkare değeri istatistiksel olarak anlamlıdır ($p < 0.001$). Bu nedenle karma ikinci düzey model karma birinci düzey modele kıyasla daha iyi uyum değerlerine sahiptir ve daha açıklayıcı (tahmin edici) bir modeldir.

Tablo 3.14. Information Criteria^a

-2 Restricted Log Likelihood	5558,961
Akaike's Information Criterion (AIC)	5562,961
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	5562,966
Bozdogan's Criterion (CAIC)	5576,642
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	5574,642

The information criteria are displayed in smaller-is-better form.^a

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.15 modeldeki sabit etkiye ait parametrelerin anlamlılıklarını test eden bir çeşit ANOVA tablosudur. Tabloya bakıldığında hanehalkı büyüklüğünün (HHB_z) ve hanehalkı gelirinden genel (ortalama) memnuniyetinin (HHGelirM_grup_z) sabit etkisine ait F değeri istatistiksel olarak anlamlı değildir. Diğer değişkenlerin ve kesişimin F değeri istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 3.15. Type III Tests of Fixed Effects^a

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	716,363	57956,901	,000
HHGelirM_z	1	1831,853	79,446	,000
HaneGelir_z	1	765,527	253,476	,000
HHB_z	1	576,211	,676	,411
HHGelirM_grup_z	1	1924,001	,359	,549

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.16 modele ait sabit etkileri (Fixed Effects) göstermektedir. Tabloda yer alan kesişim değeri 3.555'dir. Bu değer bağımlı değişken olan **Mutluluk** değişkenin, düzey-1 ve düzey-2'ye ait değişkenlerin modele eklenmesiyle hesaplanan genel ortalamasıdır (grand-mean). Bir önceki model ile karşılaştırıldığında, kesişim değerinin 3.559 değerinden 3.555 değerine doğru çok az azaldığı görülmektedir.

Düzyey-2'ye (hanelere) ait değişkenler göz önüne alındığında aylık hanehalkı gelirinin (HaneGelir_z) mutluluk üzerinde pozitif yönde ve anlamlı bir etkisi vardır ($\gamma_{01} = 0.21$, $p < 0.001$). Başka bir ifadeyle

modelde yer alan diğer değişkenlerin etkisi kontrol edildiğinde, aylık hanehalkı geliri (HaneGelir_z) değerinde bir birimlik artış mutluluk skorunda yaklaşık olarak 0.21 oranında bir artışa yol açmaktadır (çünkü eğim pozitiftir). Düzey-2'deki (hane) diğer değişkenlere bakıldığında, hanehalkı büyüklüğünün (HHB_z) mutluluk üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur ($\gamma_{02} = -0.006$, $p > 0.05$). Benzer şekilde ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyetin (HHGelirM_grup_z) mutluluk üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur ($\gamma_{03} = 0.018$, $p > 0.05$). Düzey-1'e (bireylere) ait değişken olarak aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeni (HHGelirM_z) mutluluk üzerinde pozitif yönde ve anlamlı bir etkisi vardır ($\gamma_{10} = 0.18$, $p < 0.001$). Başka bir ifadeyle modelde yer alan diğer değişkenlerin etkisi kontrol edildiğinde, aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeni (HHGelirM_z) değerinde bir birimlik artış mutluluk skorunda yaklaşık olarak 0.18 oranında bir artışa yol açmaktadır (çünkü eğim pozitiftir).

Tablo 3.16. Estimates of Fixed Effects^a

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Intercept	3,555593	,014769	716,363	240,742	,000	3,526597	3,584589
HHGelirM_z	,187186	,021001	1831,853	8,913	,000	,145998	,228374
HaneGelir_z	,218502	,013724	765,527	15,921	,000	,191561	,245444
HHB_z	-,006148	,007476	576,211	-,822	,411	-,020832	,008535
HHGelirM_grup_z	,018772	,031329	1924,001	,599	,549	-,042670	,080214

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.17 (Estimates of Covariance Parameters) varyans bileşenlerini göstermektedir. Tablodan da görüleceği üzere düzey-1'e (birey) ait bir adet değişken ile (HHGelirM) düzey-2'ye (haneler) ait üç adet değişkenin (HaneGelir, HHB ve HHGelirM_grup) modele eklenmesiyle ikinci düzeydeki varyansın 0.136 değerinden (bakınız Tablo 3.6) 0.015 değerine (bakınız Tablo 3.17) azaldığı büyük bir oranda azalmıştır. 3.10'da yer alan denklem kullanılarak birinci düzeyde (birey) ve ikinci düzeyde (haneler) oluşan varyans farklılığı hesaplanabilir. Birinci düzey için yapılan hesaplama sonucu $(0.519240 - 0.498742) / 0.519240 = 0.039476$ değeri elde edilir. Bu değer bireylerin aylık hanehalkı gelirinden memnuniyetin (HHGelirM) bireylerin mutluluk skorlarındaki birinci düzey varyansın yaklaşık %4'ünü açıkladığını göstermektedir.

İkinci düzey için yapılan hesaplama sonucunda $(0.136796 - 0.015880) / 0.136796 = 0.883914$ değeri elde edilir. Bu da, mutluluk skorunun ortalamasındaki haneden haneye değişimin nedeninin yani ikinci düzeydeki varyansın %88 oranındaki kısmı modelde yer alan değişkenlerden kaynaklanabileceğini göstermektedir.

Tablo 3.17'de yer alan bulgular gerek grup içi yani birinci düzey (Wald Z = 30.26, $p < 0.001$) gerekse gruplar arası yani ikinci düzey (Wald Z = 1.978, $p < 0.05$) değişkenliğinin halen olabileceğini göstermektedir. Başka bir ifadeyle, modeldeki birinci ve ikinci düzeye ait değişkenler kontrol edildiğinde, mutluluk skorunda istatistiksel olarak anlamlı bir varyansın hem grup içi hem de gruplar arasından kaynaklandığı anlaşılmaktadır. Bu nedenle, bu varyansı açıklayabilecek ilave değişkenler (birinci ve ikinci düzey) halen modele eklenebilir.

Tablo 3.17. Estimates of Covariance Parameters^a

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval		
					Lower Bound	Upper Bound	
Residual	,498742	,016480	30,264	,000	,467467	,532111	
Intercept [subject = FormNo]	Variance	,015880	,009462	1,978	,043	,004940	,051052

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.18 ise bir adet tesadüfi etkiyi yani ikinci düzey için kovaryans yapısı tesadüfi etkiyi göstermektedir.

Tablo 3.18. Random Effect Covariance Structure (G)^a

Intercept FormNo	
Intercept FormNo	,015880

Variance Components^a

a. Dependent Variable: Mutluluk.

3.6.4. Dördüncü adım: İkinci düzey tesadüfi kesişim ve eğim modeli

(Level 2 Random Intercept and Slope Model)

Bu örnek çalışmada, birinci düzeydeki (birey) aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeniyle (HHGelirM) birlikte ikinci düzeydeki (hane) aylık hanehalkı gelirinin (HaneGelir), hanehalkı büyüklüğünün (HHB) ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyetin (HHGelirM_grup) mutluluk skoru üzerindeki etkileri araştırılmaktadır. Bir önceki modellerde görüldüğü üzere bireylerin aylık hanehalkı gelirinden memnuniyeti (HHGelirM) mutluluk üzerinde istatistiksel olarak pozitif yönlü ve anlamlı bir etkiye sahiptir. Ayrıca aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet ve mutluluk arasındaki ilişkiyi gösteren eğim haneden haneye farklılaşıp farklılaşmadığı araştırılabilir. Bunun araştırılması ne katkı sağlar? Bu en azından farklı memnuniyet düzeylerine sahip bireylerin mutluluklarını tahmin etmede daha yansız haneleri ortaya çıkarmada etkilidir. Belki de bir takım ortamsal faktörler grup içi yani aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet ve mutluluk arasındaki ilişkiyi gösteren eğimle etkileşim içerisinde olabilir. Şüphesiz bu da aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet ve mutluluk arasındaki ilişkiyi kuvvetlendiren (veya azaltan) durumu belirlemeyi kolaylaştırabilir. Bu model için şu soru oluşturulabilir: Aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet ve mutluluk arasındaki ilişkiyi gösteren eğim haneden haneye farklılık gösterir mi? Eğer farklılık varsa haneye özgü birtakım unsurlar ile bu eğim arasında bir ilişki var mıdır?

Bu adımda oluşturulan model bir önceki modele büyük ölçüde benzemektedir. Bu modelde j hanesindeki her bir i bireyi için mutluluk denklemi şu şekilde formüle edilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{HHGelirM})_{ij} + r_{ij} \quad (3.14)$$

3.14'da yer alan denklem birinci (birey) düzeyde, grup içi HHGelirM değişkeni Mutluluk ile ilişkilidir.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{HaneGelir}) + \gamma_{02}(\text{HHB}) + \gamma_{03}(\text{HHGelirM_grup}) + u_{0j} \quad (3.15)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j} \quad (3.16)$$

3.15 ve 3.16'de yer alan denklem ikinci düzeyde (hanelerde) yer alan açıklayıcı değişkenleri kapsamaktadır. β_{0j} ikinci düzeyde yer alan j grubundaki birinci düzey kesişimidir. İkinci düzeydeki açıklayıcı değişkenler kontrol edildiğinde (HaneGelir, HHB, HHGelirM_grup) γ_{00} birinci düzeydeki bağımlı değişkene (çıktı) ait ortalama değeri gösterir. $\gamma_{01}, \gamma_{02}, \gamma_{03}$ ikinci düzeydeki açıklayıcı değişkenlere ait eğimleri gösterir. u_{0j} ise j gruba ait tesadüfi değişkenliği gösterir. Bu aşamada önemli denklemlerden biri 3.16'da yer almaktadır. Burda β_{1j} j grubunda birinci düzey eğimi ve γ_{10} grup düzeyinde ortalama değerini gösterir. u_{1j} ise genel ortalama ile herbir grubun (hanenin) bu genel ortalamadan sapmasını gösteren tesadüfi bir parametredir. Eğimin gruplar boyunca tesadüfi olarak değiştiği düşünüldüğü için ilgili parametrenin anlamlılık testi örneklemdaki grup sayısı ilişkili olduğunu hatırlatmak gerekir.

İkinci düzeydeki tesadüfi etkiler için kovaryans yapısını dikkatle ele alınması gerekir. Eğer sadece kesişim tesadüfi olarak değişiyorsa (u_{0j}) ikinci düzey için ödeş bir kovaryans matrisi belirlenebilir:

$$\sigma_{u0j}^2 \begin{bmatrix} 10 \\ 01 \end{bmatrix} \quad (3.17)$$

3.17'de yer alan denklemde görüldüğü üzere sadece bir adet ikinci düzey varyans bileşeni vardır; o da ikinci düzey birimler için kesişimlerdeki varyanstır. Eğer tesadüfi kesişim ve eğim modeli oluşturulursa, kesişim ve eğimdeki ikinci düzey varyans matrisin köşegeninde belirtilir. Kovaryans matrisin karesi olması nedeniyle ve sadece alt - üst katsayıları gerektirmesi nedeniyle, köşegen dışı bir unsurdur. Eğim ve kesişim arasında kovaryans yer almayacaksa, köşegenlerde farklı varyansların olduğu ve kovaryansın 0'a sabitlendiği ikinci düzeyde kovaryans matrisi 3.18'de gösterildiği şekilde belirtilir. IBM SPSS programında bu yapı varsayılan varyans bileşenleri matrisi (Variance Components) ile tahmin edilir (Heck, 2015).

$$\begin{bmatrix} \sigma_{u0j}^2 \dots 0 \\ 0 \dots \sigma_{u1j}^2 \end{bmatrix} \quad (3.18)$$

İkinci düzey için tesadüfi kesişim ve eğim modeli u_{0j} ve u_{1j} arasında kovaryansı kapsayabilir. Bu da ikinci düzey j grubundaki tüm birinci düzey gözlemleri için geçerlidir. Kümeler veya gruplar anakütleden tesadüfi olarak örnekleme dahil edildiği varsayılır, bu da eşit ve bağımsız tesadüfi etkiler varsayımını beraberinde getirir. Tesadüfi kesişim ve eğim arasındaki kovaryans için yapılandırılmamış kovaryans matrisi 3.19'daki şekilde oluşturulur. IBM SPSS programında yapılandırılmamış kovaryans-korelasyon matrisi (unstructured covariance–correlation matrix - UNR) ile işlem yapılabilir.

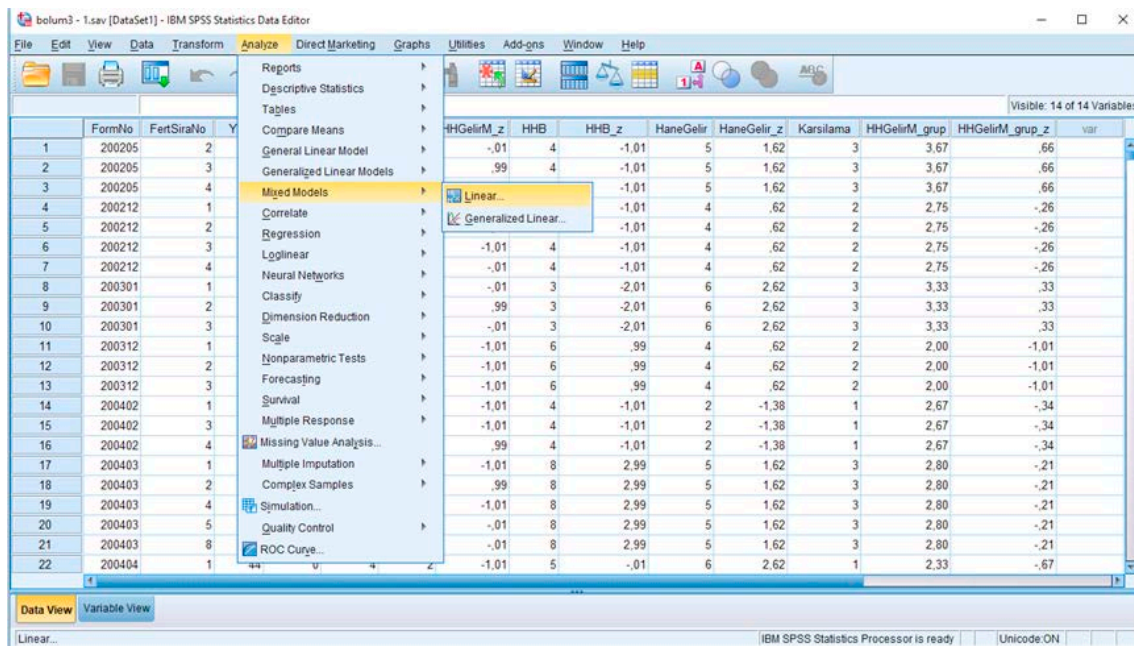
$$\begin{bmatrix} \sigma_{u0j}^2 & \dots & \sigma_{u1j}^2 \\ \sigma_{u1j}^2 & \dots & \sigma_{u1j}^2 \end{bmatrix} \quad (3.19)$$

Her ne kadar kesişim ve eğim arasındaki kovaryans tahmini elde etmek arzu edilen bir durum ise, bazı durumlarda IBM SPSS proramında “unstructured covariance” seçeneği ile işlem yapmak hata uyarısı verebilir. Örneğin eğim bileşeni küçük olduğunda ilgili parametre hesaplanamayabilir. Bu durumda, varyans bileşenleri (Variance Components - VC) seçeneği ile işleme devam edilebilir.

3.6.4.1. IBM SPSS’de İkinci düzey tesadüfi kesişim ve eğim modeli oluşturma

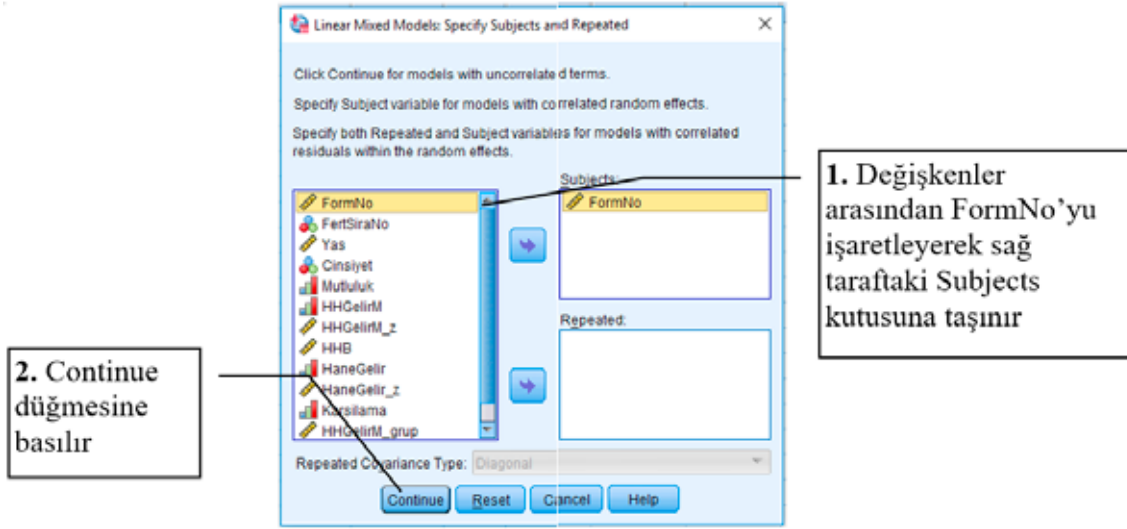
Daha önceki modellerde kullanılan örnek veri setini IBM SPSS programında açtıktan sonra izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Analyze → Mixed Models → Linear komutu verilir (bakınız Şekil 3.22).



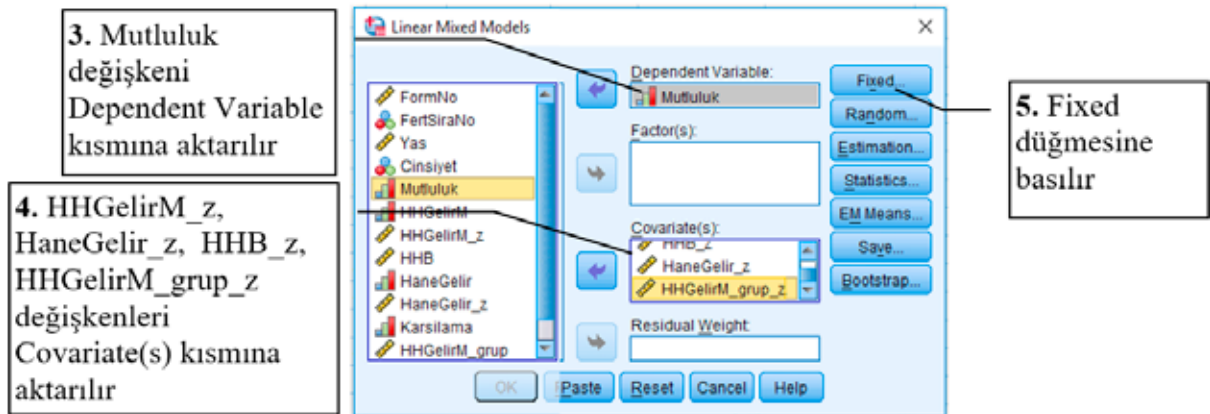
Şekil 3.22. Mixed models komutu ekran görünümü

2. Yukardaki komutla karma modelin tanımlanmasını isteyen pencere açılır (Şekil 3.23). Daha önceki modelde açıklandığı üzere sol tarafta yer alan bu değişkenler arasından FormNo’yu işaretleyerek sağ taraftaki Subjects kutusuna çift tıklayarak veya ok yardımıyla aktarılır. Sonra Continue düğmesine basılır.



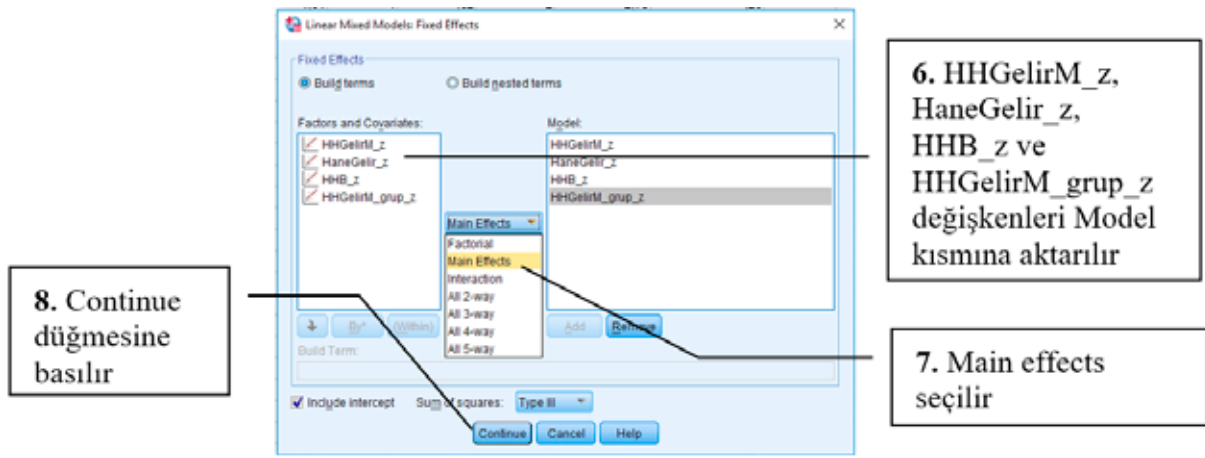
Şekil 3.23. Mixed models belirleme ekran görünümü

3. Açılan yeni pencere karma modeldeki bağımlı değişkeni aynı zamanda açıklayıcı değişkenlerin tanımlanmasını sağlamaktadır (bakınız Şekil 3.24). Önceki modelde olduğu gibi Dependent Variable kısmına bağımlı değişken olan Mutluluk aktarılır. Birinci düzeydeki (birey) aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeniyle (HHGelirM_z) birlikte ikinci düzeydeki (hane) aylık hanehalkı geliri (HaneGelir_z), hanehalkı büyüklüğü (HHB_z) ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyeti (HHGelirM_grup_z) değişkenleri Covariate(s) kısmına aktarılır. Modelde sabit etkileri tanımlamak için sağ tarafta bulunan düğmelerden Fixed düğmesine basılır.



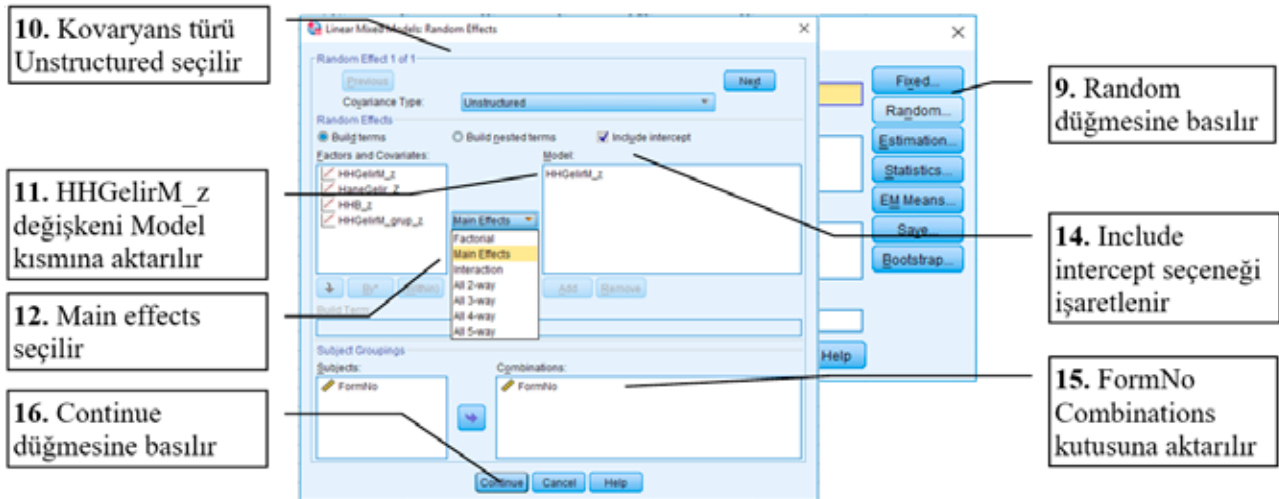
Şekil 3.24. Mixed models belirleme ekran görünümü

4. Sabit etkilerin tanımlandığı bu pencerede önce Factors and Covariates kısmında yer alan HHGelirM_z, HaneGelir_z, HHB_z ve HHGelirM_grup_z değişkenleri sağ tarafta yer alan Model kısmına çift tıklayarak veya Add düğmesiyle eklenir (bakınız Şekil 3.25). Bu işlem, mutluluk değişkenini tahmin eden birinci ve ikinci düzeydeki değişkenlerin kesişim ve eğimini değerlendirmemizi sağlar. Orta kısımda bulunan Factorial açılan menüsünde Main Effects seçilir. Pencerinin alt kısmında Include intercept kutucuğu varsayılan olarak seçilidir. Continue düğmesine basılarak önceki pencereye dönülür.



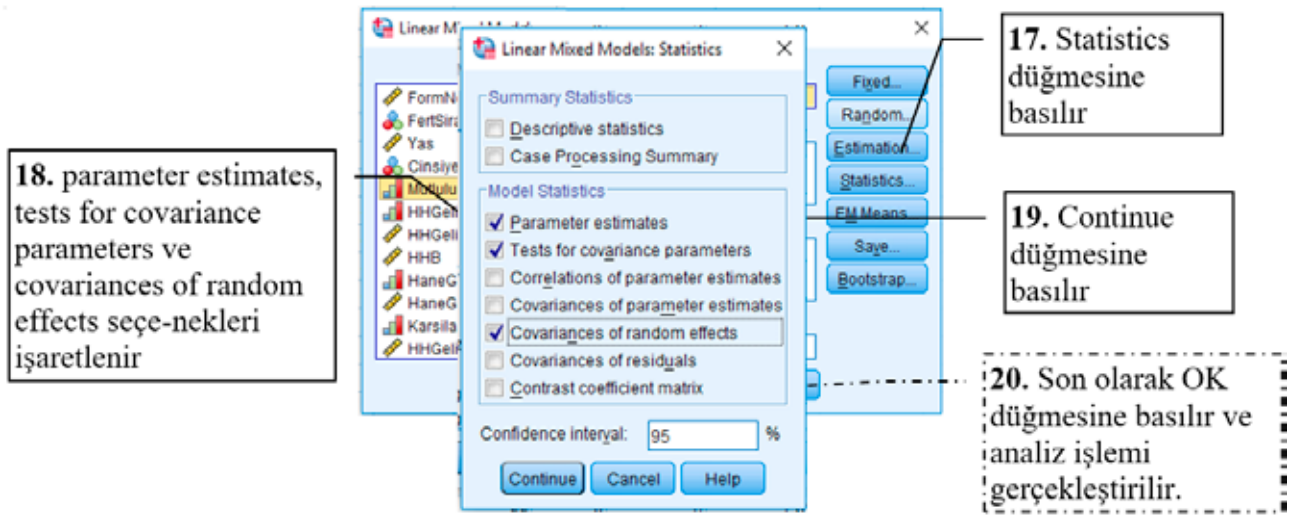
Şekil 3.25. Fixed effects belirleme ekran görünümü

Tesadüfi etkileri tanımlamak için Random düğmesine basılır (bakınız şekil 3.26). Açılan pencerede Random Effect 1 of 1 kısmında kovaryans türü olarak Unstructured seçilir. Bu kısımda daha sonra Include intercept kutucuğu işaretlenir. Factors and Covariates kısmında yer alan HHGelm_z değişkeni Model kısmına aktarılır. Orta kısımda bulunan Factorial açılan menüsünde Main Effects seçilir. Son olarak alt kısımda yer alan Subject Groupings kısmında FormNo değişkeni Combinations kısmına çift tıklayarak veya okla aktarılır. Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönlür.



Şekil 3.26. Tesadüfi etkiler belirleme ekran görünümü

5. Mixed models belirleme ekranına dönlüdüğünde sağ tarafta bulunan Statistics düğmesine basılarak önceki modelde olduğu gibi işlemler yapılır (bakınız Şekil 3.27). Açılan pencerede sadece parameter estimates, tests for covariance parameters ve covariances of random effects seçenekleri işaretlenir. Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönlür. Mixed models belirleme ekranında son olarak OK düğmesine basılır ve analiz işlemi gerçekleştirilir.



Şekil 3.27. Mixed models'da istatistikleri belirleme ekran

3.6.4.2. Bulguların Yorumlanması

Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra IBM SPSS programı çıktı (output) sayfasını türetir.

Tablo 3.13'de yer alan **Model Dimension** tahmin edilen toplam parametre sayısını özetlemektedir. Bu modelde toplam 9 adet parametre tahmin edilmektedir.

Tablo 3.19. Model Dimensiona

		Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1		1	
	HHGehirM_z	1		1	
	HaneGehir_Z	1		1	
	HHB_z	1		1	
	HHGehirM_grup_z	1		1	
Random Effects	Intercept + HHGehirM_z ^b	2	Unstructured	3	FormNo
	Residual			1	
	Total	7		9	

a. Dependent Variable: Mutluluk.

b. As of version 11.5, the syntax rules for the RANDOM subcommand have changed. Your command syntax may yield results that differ from those produced by prior versions. If you are using version 11 syntax, please consult the current syntax reference guide for more information.

Model uyum kriterlerini gösteren Tablo 3.20 (Information Criteria) önceki modellerde olduğu gibi yorumlanır. Bu tabloda yer alan değerlere bakıldığında Tablo 3.14'teki değerlere oldukça benzer olduğu görülmektedir. Daha önce açıklanan hesaplamalar yapıldığında ikinci düzey tesadüfi kesişim ve eğitim

modeli, birinci düzey tesadüfi kesişim modeline kıyasla daha iyi uyum değerlerine sahip olduğu ve daha açıklayıcı (tahmin edici) bir model olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 3.20. Information Criteria^a

-2 Restricted Log Likelihood	5547,122
Akaike's Information Criterion (AIC)	5555,122
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	5555,138
Bozdogan's Criterion (CAIC)	5582,483
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	5578,483

The information criteria are displayed in smaller-is-better form.^a

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Modeldeki sabit etkiye ait parametrelerin anlamlılıklarını test eden Tablo 3.21'deki bulgular; hanehalkı büyüklüğünün (HHB_z) ve hanehalkı gelirinden genel (ortalama) memnuniyetinin (HHGelirM_grup_z) sabit etkisine ait F değerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını; diğer değişkenlerin ve kesişimin F değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 3.21. Type III Tests of Fixed Effects^a

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	687,857	58317,677	,000
HHGelirM_z	1	845,166	80,525	,000
HaneGelir_Z	1	694,822	235,417	,000
HHB_z	1	593,011	,557	,456
HHGelirM_grup_z	1	1458,024	,248	,618

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.22 modele ait sabit etkileri (Fixed Effects) göstermektedir. Tabloda yer alan kesişim değeri 3.555'dir. Bir önceki modele benzer şekilde bulgular elde edilmiştir. İkinci düzeye (hanelere) ait değişkenlerden aylık hanehalkı gelirinin mutluluk üzerinde pozitif yönde ve anlamlı bir etkisi ($\gamma_{01} = 0.20$, $p < 0.001$) varken, hanehalkı büyüklüğünün ($\gamma_{02} = -0.005$, $p > 0.05$) ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyetin ($\gamma_{03} = 0.015$, $p > 0.05$) mutluluk üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur. Birinci düzeye (bireylere) ait değişken olarak aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeni mutluluk üzerinde pozitif yönde ve anlamlı bir etkisi vardır ($\gamma_{10} = 0.18$, $p < 0.001$).

Oluşturulan bu ikinci düzey tesadüfi kesişim ve eğitim modelinde aylık hanehalkı gelirinden memnuniyetin (HHGelirM_z) tesadüfi olarak değişen şeklinde tanımlanması, bir önceki modelde sabitlenmiş HHGelirM - mutluluk eğimi ile hesaplanan değerlerden az da olsa farklı değerler elde edilmesini sağlamıştır. Örneğin kesişim 3.555 değerinden (bakınız tablo 3.16) 3.559 değerine değişmiştir.

Tablo 3.22. Estimates of Fixed Effects^a

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Intercept	3,559470	,014740	687,857	241,491	,000	3,530530	3,588410
HHGelirM_z	,186114	,020740	845,166	8,974	,000	,145405	,226822
HaneGelir_Z	,203617	,013271	694,822	15,343	,000	,177561	,229672
HHB_z	-,005601	,007504	593,011	-,746	,456	-,020340	,009137
HHGelirM_grup_z	,015457	,031021	1458,024	,498	,618	-,045393	,076308

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.23 (Estimates of Covariance Parameters) varyans bileşenlerini göstermektedir. Aslında esas odaklanılması gereken bulguların yer aldığı tablodur. Daha önceki modellerde yapılan açıklamalar bu tablo için de benzer şekilde kullanılabilir. Oluşturulan bu ikinci düzey tesadüfi kesişim ve eğim modelinde aylık hanehalkı gelirinden memnuniyetin (HHGelirM_z) tesadüfi olarak değişen şeklinde tanımlanması birinci düzeydeki varyansı 0.498 değerinden (bakınız tablo 3.17) 0.433 değerine doğru çok az azaltmıştır. Yapılandırılmamış kovaryans bileşenlerine bakıldığında;

UN (1,1) mutluluk kesişimlerinin varyansını göstermektedir. Kesişim varyansı 0.024 değeri ile istatistiksel olarak anlamlıdır (Wald Z = 2.652, p < 0.01). Bu da ikinci düzey yani gruplar arası (haneler arası) değişkenliğin halen olabileceğini göstermektedir.

UN (2,2) HHGelirM – mutluluk eğiminin varyansını göstermektedir. Eğim varyansı 0.020 değeri ile istatistiksel olarak anlamlıdır (Wald Z = 2.329, p < 0.05). Bu bulgu eğimin ikinci düzeydeki birimler boyunca, başka bir ifadeyle haneden haneye anlamlı bir şekilde değiştiğini göstermektedir.

UN (2,1) eğim ve kesişim arasındaki kovaryansı göstermektedir. Tabloda yer alan bulgular eğim ve kesişim arasındaki kovaryansın (korelasyonun) -0.022 değerini aldığı ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir (Wald Z = -4.139, p < 0.001). Bu parametrenin değeri negatif olduğundan şu şekilde yorum yapılabilir: HHGelirM değişkenin yüksek değerleri (aylık hanehalkı gelirinden memnuniyetin yüksek skorları) daha küçük varyanslarla ilişkilidir, bu nedenle HHGelirM değişkenin düşük değerlerine kıyasla daha az dik eğimlere sahiptir.

Tablo 3.23. Estimates of Covariance Parameters^a

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval		
					Lower Bound	Upper Bound	
Residual	,433126	,013620	31,801	,000	,407238	,460660	
Intercept + HHGelirM_z [subject = FormNo]	UN (1,1)	,024578	,009268	2,652	,008	,011737	,051467
	UN (2,1)	-,022315	,005392	-4,139	,000	-,032883	-,011747
	UN (2,2)	,020269	,008702	2,329	,020	,008738	,047017

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.24 ise ikinci düzey için kovaryans yapısı tesadüfi etkileri göstermektedir.

Tablo 3.24. Random Effect Covariance Structure (G)a

	Intercept FormNo	HHGelirM_z FormNo
Intercept FormNo	,024578	-,022315
HHGelirM_z FormNo	-,022315	,020269

Unstructureda

a. Dependent Variable: Mutluluk.

3.6.5. Beşinci adım: Etkileşimsel model (interaction model).

Bir önceki modelde elde edilen bulgular HHGelirM – mutluluk eğiminin haneler boyunca varyansını açıklayabilecek modeller olduğunu göstermektedir. Bu tür modeller etkileşimsel etkiye (interaction effect) işaret edebilmektedir. Başka bir ifadeyle ikinci düzey biçimleyici veya düzenleyici değişkenin modele eklenmesini gerektirir. Bu düzenleyici değişken, grup içi veya birinci düzey HHGelirM – mutluluk eğiminin yönünün ve şiddetini etkileyebilmektedir. Aslında araştırma soruların sonuncusu bu modeli açıklayabilmektedir. Hanehalkı gelirinin miktarı memnuniyet-mutluluk ilişkisi üzerinde etkili olup olmadığı da araştırılmak istenebilir. Başka bir ifadeyle, son araştırma sorusu; aylık hanehalkı geliri, bireylerin hanehalkı gelirinden memnuniyeti ve mutluluğu arasındaki ilişki üzerinde düzenleyici bir etkiye sahip midir?

Etkileşimsel terim bağımsız değişken (X) ve düzenleyici değişkenin (M) çarpılmasıyla elde edilir. Böylelikle modelde ilgili üç adet parametrenin yer alması sağlanmış olur (X, M X*M). Düzeyler arası etkileşimler hiyerarşik yapıdaki veri için benzer bir etkileşimdir. Bu adımda oluşturulan model bir önceki modele büyük ölçüde benzemektedir. Bu modelde j hanesindeki her bir i bireyi için mutluluk denklemi şu şekilde formüle edilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{HHGelirM})_{ij} + r_{ij} \quad (3.20)$$

3.20'de yer alan denklem birinci (birey) düzeyde, grup içi HHGelirM değişkeni Mutluluk ile ilişkilidir.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{HaneGelir}) + \gamma_{02}(\text{HHB}) + \gamma_{03}(\text{HHGelirM_grup}) + u_{0j} \quad (3.21)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}(\text{HaneGelir}) + u_{1j} \quad (3.22)$$

Birinci ve ikinci düzeye ait modeller için oluşturulan denklemin birleştirilmiş hali 3.23'tedir.

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{HaneGelir}) + \gamma_{02}(\text{HHB}) + \gamma_{03}(\text{HHGelirM_grup}) + u_{0j} + \quad (3.23)$$

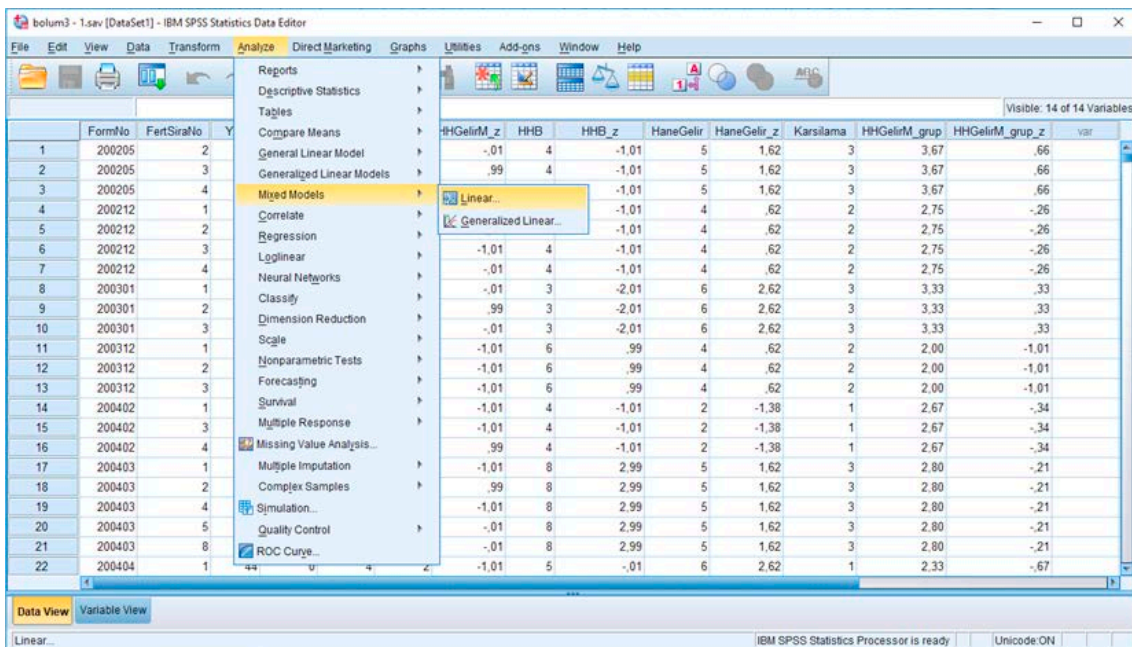
$$\gamma_{10}(\text{HHGelirM})_{ij} + \gamma_{11} [(\text{HaneGelir})_j * (\text{HHGelirM})_{ij}] + [(\text{HHGelirM})_{ij} * u_{1j}] + r_{ij}$$

Görüldüğü üzere birinci düzey tesadüfi regresyon katsayıları olan β_{0j} ve β_1 ikinci düzey açıklayıcı değişkenlerle ifadelendirilmiştir. 3.23'teki birleştirilmiş denklemde (HaneGelir)_j * (HHGelirM)_{ij} ifadesi çarpımsal bir ifadedir, yani etkileşimsel terimi gösterir. Eğitim katsayısını gösteren γ_{11} ise HHGelirM – Mutluluk ilişkisinde düzenleyici (moderatör) etkiyi gösterir. Başka bir ifadeyle bireylerin aylık hanehalkı gelirinden memnuniyeti ile mutluluk arasındaki ilişki ikinci düzey değişken olan aylık hanehalkı gelire bağlıdır.

3.6.5.1. IBM SPSS'de Etkileşimsel model (interaction model) oluşturma

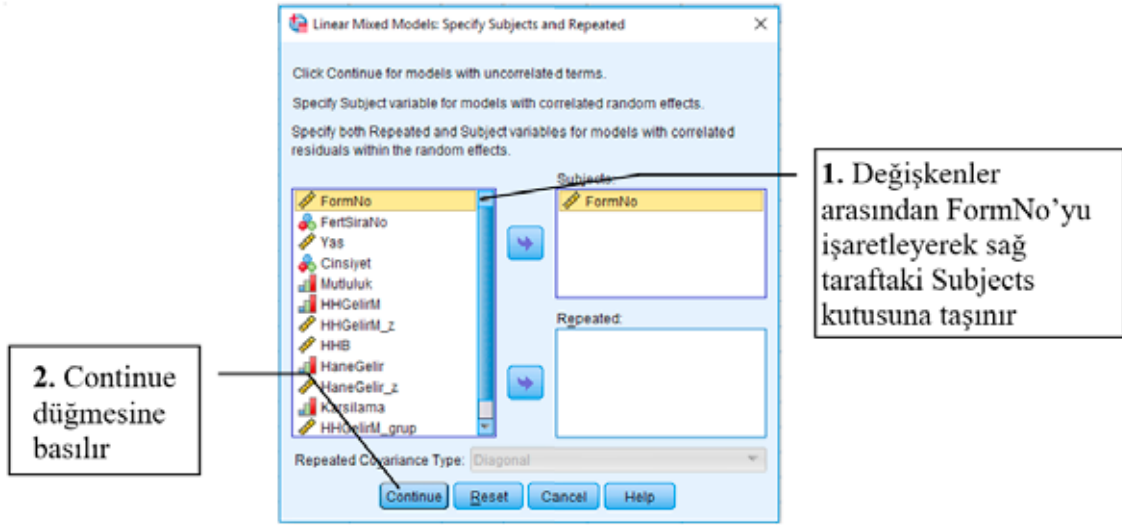
Daha önceki modellerde kullanılan örnek veri setini IBM SPSS programında açtıktan sonra izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Analyze → Mixed Models → Linear komutu verilir (bakınız Şekil 3.28).



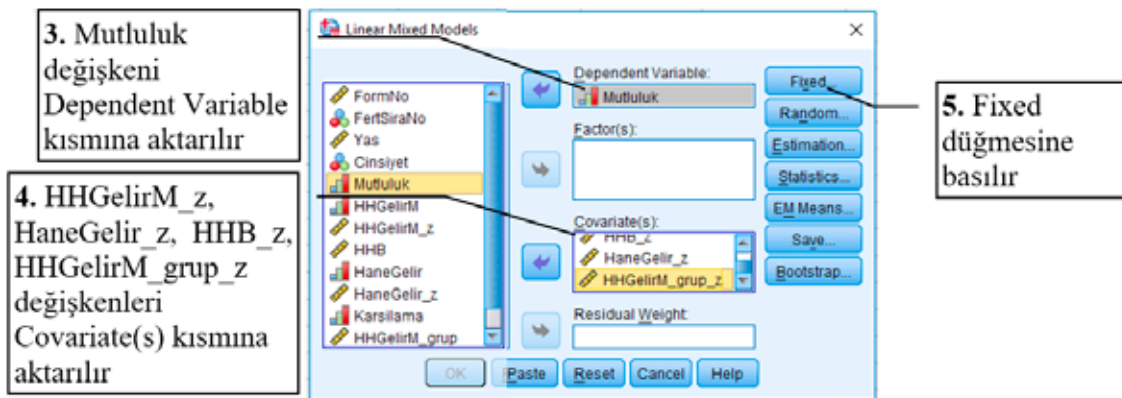
Şekil 3.28. Mixed models komutu ekran görünümü

2. Yukardaki komutla karma modelin tanımlanmasını isteyen pencere açılır (Şekil 3.29). Daha önceki modelde açıklandığı üzere sol tarafta yer alan bu değişkenler arasından FormNo'yu işaretleyerek sağ taraftaki Subjects kutusuna çift tıklayarak veya ok yardımıyla aktarılır. Sonra Continue düğmesine basılır.



Şekil 3.29. Mixed models belirleme ekran görünümü

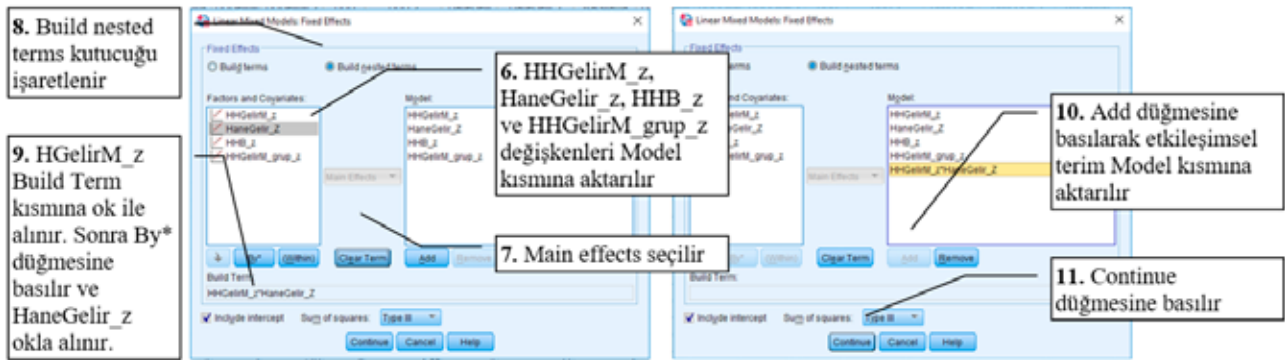
3. Açılan yeni pencere karma modeldeki bağımlı değişkeni aynı zamanda açıklayıcı değişkenlerin tanımlanmasını sağlamaktadır (bakınız Şekil 3.30). Önceki modelde olduğu gibi Dependent Variable kısmına bağımlı değişken olan Mutluluk aktarılır. Birinci düzeydeki (birey) aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeniyle (HHGelirM_z) birlikte ikinci düzeydeki (hane) aylık hanehalkı geliri (HaneGelir_z), hanehalkı büyüklüğü (HHB_z) ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyeti (HHGelirM_grup_z) değişkenleri Covariate(s) kısmına aktarılır. Modelde sabit etkileri tanımlamak için sağ tarafta bulunan düğmelerden Fixed düğmesine basılır.



Şekil 3.30. Mixed models belirleme ekran görünümü

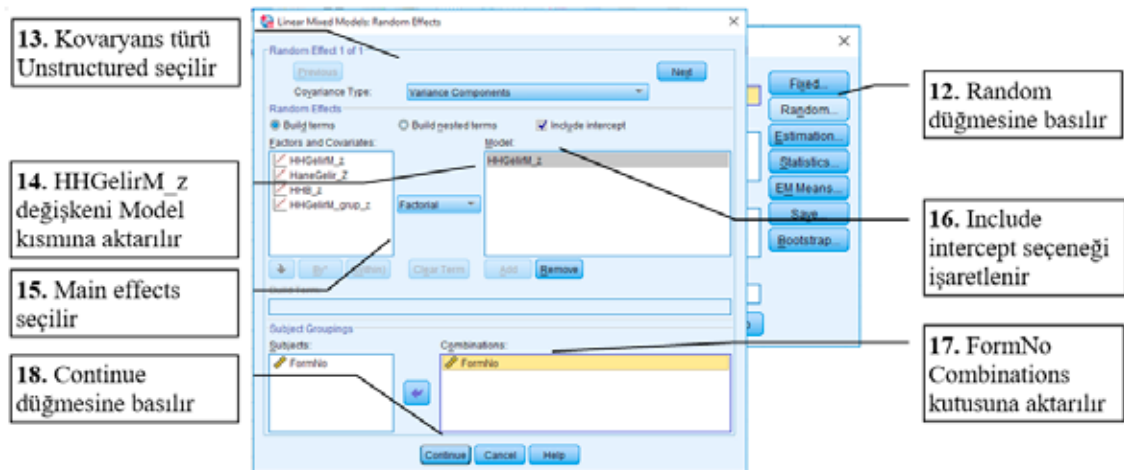
4. Etkileşimsel terimler sabit etkilerin (fixed) tanımlandığı bu yerde modele girilir. Önce Factors and Covariates kısmında yer alan HHGelirM_z, HaneGelir_z, HHB_z ve HHGelirM_grup_z değişkenleri sağ tarafta yer alan Model kısmına çift tıklayarak veya Add düğmesiyle eklenir (bakınız Şekil 3.31). Orta kısımda bulunan Factorial açılan menüsünde Main Effects seçili olmalıdır. Build nested terms kutucuğu işaretlenerek etkileşimsel terim oluşturulur. Bu maksatla HHGelirM_z değişkeni Factors and Covariates altında Build Terms kısmına okla alınır. Sonra By* düğmesine basılır ve HaneGelir_z değişkeni Factors and

Covariates altında Build Terms kısmına okla alınır. Add düğmesine basılarak bu oluşturulan etkileşimsel terim (HHGelim_z* HaneGelim_z) Model kısmına aktarılmış olur. Pencerenin alt kısmında Include intercept kutucuğu varsayılan olarak seçilidir. Continue düğmesine basılarak önceki pencereye dönülür.



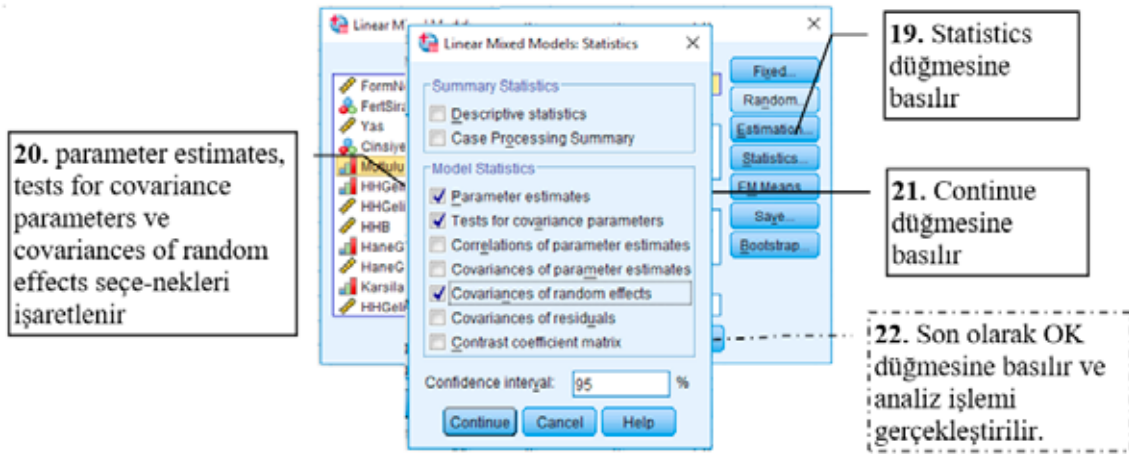
Şekil 3.31. Fixed effects belirleme ekran görünümü

5. Önceki modele benzer şekilde gibi tesadüfi etkileri tanımlamak için Random düğmesine basılır (bakınız şekil 3.32). Açılan pencerede Random Effect 1 of 1 kısmında kovaryans türü olarak Variance Components seçilir. Bu kısımda daha sonra Include intercept kutucuğu işaretlenir. Factors and Covariates kısmında yer alan HHGelim_z değişkeni Model kısmına aktarılır. Orta kısımda bulunan Factorial açılan menüsünde Main Effects seçilir. Son olarak alt kısımda yer alan Subject Groupings kısmında FormNo değişkeni Combinations kısmına çift tıklayarak veya okla aktarılır. Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönülür.



Şekil 3.32. Tesadüfi etkiler belirleme ekran görünümü

6. Mixed models belirleme ekranına döndüğünde sağ tarafta bulunan Statistics düğmesine basılarak önceki modelde olduğu gibi işlemler yapılır (bakınız Şekil 3.33). Açılan pencerede sadece parameter estimates, tests for covariance parameters ve covariances of random effects seçenekleri işaretlenir. Continue düğmesine basılır ve önceki pencereye dönülür. Mixed models belirleme ekranında son olarak OK düğmesine basılır ve analiz işlemi gerçekleştirilir.



Şekil 3.33. Mixed models'da istatistikleri belirleme ekran

3.6.5.2. Bulguların Yorumlanması

Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra IBM SPSS programı çıktı (output) sayfasını türetir.

Tablo 3.25'de yer alan **Model Dimension** tahmin edilen toplam parametre sayısını özetlemektedir. Bu modelde toplam 9 adet parametre tahmin edilmektedir.

Tablo 3.25. Model Dimension^a

	Number of Levels	Covariance Structure	Number of Parameters	Subject Variables
Fixed Effects	Intercept	1		1
	HHGelirM_z	1		1
	HaneGelir_Z	1		1
	HHB_z	1		1
	HHGelirM_grup_z	1		1
	HHGelirM_z * HaneGelir_Z	1		1
Random Effects	Intercept + HHGelirM_z ^b	2	Variance Components	2 FormNo
	Residual		1	
	Total	8		9

a. Dependent Variable: Mutluluk.

b. As of version 11.5, the syntax rules for the RANDOM subcommand have changed. Your command syntax may yield results that differ from those produced by prior versions. If you are using version 11 syntax, please consult the current syntax reference guide for more information.

Daha önceki modellerde olduğu gibi model uyum kriterlerini gösteren Tablo 3.26 (**Information Criteria**) yorumlanır. Bu tabloda yer alan değerlere bakıldığında Tablo 3.20'deki değerlere oldukça benzer olduğu görülmektedir. Daha önce açıklanan hesaplamalar yapıldığında etkileşimsel model ikinci düzey

tesadüfi kesişim ve eğim modeline kıyasla daha iyi uyum değerlerine sahip olduğu ve daha açıklayıcı (tahmin edici) bir model olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 3.26. Information Criteria^a

2 Restricted Log Likelihood	5543,155
Akaike's Information Criterion (AIC)	5549,155
Hurvich and Tsai's Criterion (AICC)	5549,165
Bozdogan's Criterion (CAIC)	5569,675
Schwarz's Bayesian Criterion (BIC)	5566,675

The information criteria are displayed in smaller-is-better form.^a

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.27'de etkileşimsel modeldeki sabit etkiye ait parametrelerin anlamlılıklarına ait test sonuçları yer almaktadır. Buna göre hanehalkı büyüklüğünün (HHB_z) ve hanehalkı gelirinden genel (ortalama) memnuniyetinin (HHGelirM_grup_z) sabit etkisine ait F değerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını; etkileşimsel terim dahil diğer değişkenlerin ve kesişimin F değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 3.27. Type III Tests of Fixed Effects^a

Source	Numerator df	Denominator df	F	Sig.
Intercept	1	743,193	56434,198	,000
HHGelirM_z	1	970,566	69,122	,000
HaneGelir_Z	1	761,535	269,095	,000
HHB_z	1	548,897	,712	,399
HHGelirM_grup_z	1	1590,774	,196	,658
HHGelirM_z * HaneGelir_Z	1	557,098	16,357	,000

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.28 modele ait sabit etkileri (Fixed Effects) göstermektedir. Tabloda yer alan kesişim değeri 3.575'dir. Bir önceki modele benzer şekilde bulgular elde edilmiştir. İkinci düzeye (hanelere) ait değişkenlerden aylık hanehalkı gelirinin mutluluk üzerinde pozitif yönde ve anlamlı bir etkisi ($\gamma_{01} = 0.22$, $p < 0.001$) varken, hanehalkı büyüklüğünün ($\gamma_{02} = -0.006$, $p > 0.05$) ve ortalama hanehalkı gelirinden memnuniyetin ($\gamma_{03} = 0.013$, $p > 0.05$) mutluluk üzerinde anlamlı bir etkisi yoktur. Birinci düzeye (bireylere) ait değişken olarak aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet değişkeni mutluluk üzerinde pozitif yönde ve anlamlı bir etkiye sahiptir ($\gamma_{10} = 0.18$, $p < 0.001$).

Etkileşimsel etkiye bakıldığında, Tablo 3.28'de yer alan bulgular, grup içi HHGelirM – Mutluluk eğiminin farklı haneler için farklı olduğunu göstermektedir. Başka bir ifadeyle, aylık hanehalkı geliri ile aylık hanehalkı gelirinden memnuniyet mutluluk üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir etkileşimsel etkiye sahiptir ($\gamma_{11} = -0.05$, $p < 0.001$). Bu bulgu, aylık hanehalkı gelirinden memnuniyetin mutluluk üzerindeki etkisinin aylık hanehalkı gelirine bağlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 3.28. Estimates of Fixed Effectsa

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Intercept	3,575135	,015049	743,193	237,559	,000	3,545590	3,604679
HHGelirM_z	,181780	,021864	970,566	8,314	,000	,138873	,224687
HaneGelir_Z	,220831	,013462	761,535	16,404	,000	,194404	,247258
HHB_z	-,006147	,007286	548,897	-,844	,399	-,020459	,008166
HHGelirM_grup_z	,013983	,031574	1590,774	,443	,658	-,047949	,075914
HHGelirM_z* HaneGelir_Z	-,050596	,012510	557,098	-4,044	,000	-,075169	-,026023

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.29 (Estimates of Covariance Parameters) varyans bileşenlerini göstermektedir. Daha önceki modellerde yapılan açıklamalar bu tablo için de benzer şekilde kullanılabilir. Bulgular grup içi yani birinci düzey (Wald Z = 28.88, $p < 0.001$) değişkenliğin halen olabileceğini göstermektedir. Başka bir ifadeyle, modeldeki değişkenler kontrol edildiğinde, mutluluk skorunda istatistiksel olarak anlamlı bir varyansın grup içi unsurlardan kaynaklandığı anlaşılmaktadır. Ancak, ikinci düzey yani kesişim varyansı 0.003 değeri ile istatistiksel olarak anlamlı değildir (Wald Z = 0.321, $p > 0.05$). Bu da ikinci düzey yani gruplar arası (haneler arası) değişkenliğin kalmadığını göstermektedir. HHGelirM – mutluluk eğiminin varyansı 0.016 değeri ile istatistiksel olarak anlamlıdır (Wald Z = 2.028, $p < 0.05$). Bu bulgu eğimin ikinci düzeydeki birimler boyunca, başka bir ifadeyle haneden haneye anlamlı bir şekilde değiştiğini göstermektedir.

Tablo 3.29. Estimates of Covariance Parametersa

Parameter	Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval		
					Lower Bound	Upper Bound	
Residual	,492028	,017034	28,885	,000	,459749	,526572	
Intercept [subject = FormNo]	Variance	,003009	,009383	,321	,748	6,672504E-6	1,357068
HHGelirM_z [subject = FormNo]	Variance	,016259	,008018	2,028	,043	,006185	,042741

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.30 ve 3.31 ise ikinci düzey için kovaryans yapısı tesadüfi etkileri göstermektedir.

Tablo 3.30. Intercept [subject = FormNo]a

Intercept FormNo	
Intercept FormNo	,003009

Variance Componentsa

a. Dependent Variable: Mutluluk.

Tablo 3.31. HHGelirM_z [subject = FormNo]a

HHGelirM_z FormNo	
HHGelirM_z FormNo	,016259

Variance Componentsa

a. Dependent Variable: Mutluluk.

İstatistiksel olarak anlamlı bir etkileşim bulunduğunda, söz konusu ilişkinin yapısını daha iyi anlamak için bu koşullu etkiyi daha fazla ayırtmak veya araştırmak yaygındır (Aiken & West, 1991). Literatürde

etkileşimsel etkinin biçimini değerlendirmek için iki yaklaşım ana hatlarıyla belirtilmiştir: basit eğimler (simple slopes) tekniği ve Johnson-Neyman tekniği.

Ancak etkileşimsel etkiyi değerlendirmeye yönelik bu yöntemler, yaygın olarak kullanılan istatistiksel yazılımlara (örneğin SPSS, HLM gibi) tam olarak dahil edilmediğinden, bu teknikleri kolaylıkla uygulayan çevrimiçi bir kaynak (bakınız <http://www.quantpsy.org>) geliştirilmiştir (Preacher vd., 2006). Araştırmacılar, bu web sayfasındaki bir bağlantıdan, çok düzeyli analizde tespit ettikleri etkileşimsel etkiyi araştırmayı kolaylaştırmak için tasarlanmış regresyon tekniklerine erişebilirler.

3.7. BÖLÜM ÖZETİ

Bu bölümde IBM SPSS'te çokdüzeyli veri analizinin temel esasları anlatılmıştır. Araştırmacının, tek düzeyli analizlerde ele alınabilecek olandan daha geniş bir araştırma sorusunu çok düzeyli analizlerde nasıl araştırılabileceğini gösterdik. İlerleyen bölümde bu araştırma amacının HLM yazılımıyla nasıl gerçekleştirilebileceğine değineceğiz.



BÖLÜM 4

HLM ile Çok Düzeyli Veri Analizi



HLM İLE ÇOK DÜZEYLİ VERİ ANALİZİ

Daha önceki bölümlerde belirtildiği üzere çok düzeyli analiz farklı disiplinlerde farklı isimlerle anılmaktadır. Örneğin sosyolojide çok düzeyli doğrusal modeller (multilevel linear models), biyometride karma etkiler modeli (mixed effects models) ve tesadüfi etkiler modeli (random-effects models), ekonometride tesadüfi katsayılar regresyon modeli (random-coefficient regression models), istatistikte kovaryans bileşenler modeli (covariance components models) çok düzeyli analiz için kullanılan farklı isimlendirmelerdir. Raudenbush ve Bryk (2001), çok düzeyli analizde bu farklılıkları vurgulayarak ortak bir isim önermiştir, o da Hiyerarşik Doğrusal Modellemedir (Hierarchical Linear Modeling - HLM). Benzer şekilde, Tabachnick ve Fidell (2007) de Çok Düzeyli Doğrusal Modelleme (multilevel linear modeling) ismini önermiştir.

Bu bölümde hiyerarşik doğrusal modelleme yazılımını (HLM) kullanarak çok düzeyli veri analizinin nasıl aşama aşama yapıldığından söz edeceğiz. Stephen Raudenbush ve Anthony Bryk'in öncü çalışmaları sayesinde HLM yazılımı hiyerarşik doğrusal modelleme için önde gelen istatistiksel paketlerden biri olmuştur (Bryk & Raudenbush, 1992; Raudenbush & Bryk, 2001). Çok düzeyli veri analizi için geliştirilen yazılım paketlerinin yapabildikleri arasındaki farklar zaman içinde azalmış olsa da, HLM 7 bir dizi üstünlüğe sahiptir (Garson, 2013). Bunlar arasında; birçok araştırmacının bu yazılımı hiyerarşik model oluşturmada daha bütüncül bir arayüze sahip olduğunu düşünmesi; üç veya dört seviyeli hiyerarşik model oluşturmada daha fazla kolaylık sağlaması; tahminleme seçeneklerinin fazla olması; hipotez testinde bütünlük olasılık oranına sahip olması; grafik seçenekleri ile heterojen hiyerarşik doğrusal modelleri işleyebilmesini sayabiliriz.

Bu bölümde; HLM 7 yazılımı ile yapılacak çok düzeyli veri analizlerinde ne tür adımlar ve nasıl işlemler uygulandığı konusuna değinilmiştir.

4.1. HLM YAZILIMI

Önceki bölümlerde de belirtildiği üzere; kovaryans bileşenlerini tahmin etmek için ortaya çıkan istatistiksel ilerlemeler arasında, özellikle beklenti-maksimizasyon algoritmasının (expectation-maximization (EM) algorithm) ayrı bir yeri bulunmaktadır. Beklenti-maksimizasyon algoritması, gözlemlenemeyen gizli değişkenlerin varlığında maksimum olabilirlik kestirimini gerçekleştirmek için kullanılan bir yaklaşımdır. Bu yaklaşımda, önce gizli değişkenler için değerler tahmin edilir, ardından model optimize edilir, ardından yakınsama oluşuncaya kadar bu adımlar tekrarlanır. Beklenti-maksimizasyon algoritması, oldukça etkili ve genel bir yaklaşımdır (Dempster vd., 1981). Bu tür istatistiksel ilerlemeler, iç içe geçmiş veya hiyerarşik verinin modellenme olasılığında yeni ufuklar açmıştır. HLM, çok düzeyli modelleme için orijinal istatistiksel yazılım paketlerinden biridir ve araştırmacıların çok düzeyli veri analizinde ihtiyaç duydukları bir alanda hızla çıkarak önemli bir boşluğu doldurduğu söylenebilir.

Anthony Bryk, Stephen Raudenbush ve Richard Congdon 1980'lerin ortalarında HLM'yi geliştirmeye başladılar ve 1989'da bilgisayarlar için ilk ticari sürümünü yayınladılar. Scientific Software International (SSI), HLM'nin yayıncı / dağıtıcısıdır. HLM, SSI'nin tescilli ticari markasıdır. 1991 yılında HLM 2 sürümü yayınlandı, ancak bu sürüm MS-DOS (Microsoft Disk Operating System) işletim sisteminde çalışıyordu ve sadece iki düzeyli modeller oluşturabiliyordu. 1997 yılında HLM 4 sürümü yayınlandı, bu ise Windows

işletim sisteminde ilk kullanılabilen sürümdü. Günümüzde halen yaygın bir şekilde kullanılan HLM 7 sürümü 2013 yılında yayımlandı. HLM 7 sürümü, kesitsel ve boylamsal modeller için dört düzeyli iç içe geçmiş veya hiyerarşik veriyi analiz edebilmektedir. HLM 7 sürümünün öğrenci sürümü (student version) ücretsiz bir şekilde kullanıcılar tarafından kullanılabilir, ancak bir takım özellikleri sınırlandırılmıştır. HLM, kullanıcı dostu olma ve modelleme yeteneklerindeki üstünlüğü sayesinde çok düzeyli veri analizinde sıklıkla kullanılan bir yazılım haline gelmiştir.

4.1.1. HLM'nin Özellikleri

HLM yazılımını çok düzeyli veri analizinde kullanılan diğer istatistiksel yazılımlardan ayıran bazı özellikleri bulunmaktadır (Palardy, 2011):

- Windows'daki grafik arabirim ekranı üzerinden çalışan HLM kullanıcı dostu bir yazılımdır. Windows dışındaki sistemleri kullananlar için de çeşitli (örneğin etkileşimli mod) çalışma yöntemi mevcuttur.
- HLM, düzey 1 model varsayımlarını incelemek için bazı uygun yollar sunmaktadır.
- HLM ayrıca, tahmin edilen değerlere karşı düzey 1 artıklarının bir grafiğini üretebilir. Ayrıca, düzey 1'deki her birim için artıklarının kutu grafiklerini de üretebilir.
- Diğer çok düzeyli veri analizinde kullanılan yazılım paketleriyle karşılaştırıldığında HLM'nin daha fazla yakınsama sağlamlığı söz konusudur. Bu durum, yakınsamayı artırmak için kullanılan tahmin stratejisinden kaynaklanmaktadır.

4.1.2. HLM'nin Kapasitesi

HLM yazılımı, her biri farklı tipte hiyerarşik model için tasarlanmış çeşitli modüller aracılığıyla çalışır. Dört adete kadar analiz düzeyine sahip çeşitli çok düzeyli modelleri oluşturmaya imkân tanıyan HLM yazılımında yer alan bazı modüller şu şekildedir (Garson, 2013):

- HLM2: Bir bağımlı değişkene sahip iki düzeyli doğrusal ve doğrusal olmayan modeller için.
- HLM3 ve HLM4: Bir bağımlı değişkene sahip üç düzeyli ve dört düzeyli modeller için.
- HGLM: Hiyerarşik veride, ilgili bağımlı değişken kategorik olduğunda, HLM teknikleri yeterli olmadığı için kullanılacak Hiyerarşik Genelleştirilmiş Doğrusal Modelleri (HGLM) tanımlar (Raudenbush vd., 2004).
- HMLM: Birden fazla sonuç değişkeni olan çok değişkenli normal modeller için (düzey-1 kovaryans yapısının homojen, heterojen, loglinear veya birinci dereceden otoregresif olması dahil).
- HMLM2: Düzey-1'in düzey-2 içine yerleştirildiği iki seviyeli HMLM modelleri için.
- HCM2: Düzey-1'de yer alan birimlerin iki adet düzey-2 birimine yönelik çapraz sınıflandırıldığı modeller için.
- HCM3: Üç seviyeli çapraz sınıflandırılmış modeller için.
- HLMHCM. Çapraz sınıflandırılmış rasgele etkilere sahip iki ve üç düzeyli hiyerarşik doğrusal modeller.

Kısaca, HLM, birçok doğrusal ve genelleştirilmiş doğrusal karma modeller için çok yönlü ve tam özellikli bir yazılımdır. İlerleyen kısımlarda HLM 7 sürümü kullanarak, bir bağımlı değişkene sahip iki düzeyli doğrusal model oluşturmayı ve adım adım nasıl analiz yapılacağını ele alacağız.

4.2. HLM'DE İKİ DÜZEYLİ MODEL OLUŞTURMA

HLM yazılımı birçok disiplinde yaygın bir şekilde kullanılmaktadır; eğitim, sağlık, psikoloji ve işletme disiplinleri bunlardan başlıca olanlardır. Daha öncede belirtildiği üzere, çok düzeyli veri analizi tekniğinin geliştirilmesi birçok alanda eşzamanlı olarak gerçekleştiği için farklı isimlendirmeler olmuştur, ancak bu farklı isimlendirmelerin hepsi, Hiyerarşik Doğrusal Modelleme (Hierarchical Linear Modeling - HLM) isminde aynı gelişmiş regresyon tekniğini tarif eder. HLM, hiyerarşik verinin farklı düzeyleri içindeki ve o düzeyler arasındaki ilişkileri eşzamanlı olarak inceler, böylelikle, mevcut diğer analizlere kıyasla, farklı düzeylerdeki değişkenler arasındaki varyansın hesaplanmasını daha verimli hale getirir.

Bu kısımda, HLM yazılımı kullanarak iki düzeyli model oluşturmak ve analiz yapmak için bir örnek kullanacağız. Bir araştırmacının şu şekilde bir araştırma sorusu oluşturduğunu düşünün: Firma ve işgören ile ilgili hangi faktörler işgörenlerin performansını etkiler? Bu araştırma sorusu iki düzeyli bir hiyerarşi içerebilmektedir. Hiyerarşinin en üst düzeyinde (düzey-2), bir firmanın insan kaynakları uygulamaları, liderlik tarzı gibi firma ile ilgili değişkenler yer alır. Hiyerarşinin en düşük düzeyindeki (düzey-1) değişkenler düzey-2'de bulunan gruplar içinde kümelenmiştir ve düzey-2'de bulunan değişkenlerinin ortak etkisini paylaşır. Düzey-1'de yer alan değişkenlere örnek olarak işgörenlerin cinsiyeti, eğitim durumu, liderlik algısı, özyeterlilik inancı gibi değişkenleri sayabiliriz. Özetlemek gerekirse, örneğimizde işgörenler (düzey-1) firmalar (düzey-2) içerisinde yer almaktadır. Bağımlı veya sonuç değişkeni olan işgören performansı da düzey-1'de ölçülür. Zira HLM'de, ilgili bağımlı değişken her zaman hiyerarşinin en alt düzeyinde bulunmaktadır (Castro, 2002).

4.3. ARAŞTIRMA SORUNSALI

Daha önceki bölümde belirtildiği üzere, çok düzeyli modelleme bağlamında, üç temel ilişki veya etki ile ilgili araştırma sorularına cevap bulmak veya oluşturulan hipotezleri test etmek mümkündür. Örneğimizde, düzey-1'e (işgören özellikleri gibi) ve düzey-2'ye (firma) özgü birtakım faktörlerin (bağımsız değişkenler) işgörenlerin performansına (bağımlı değişken) etkisini ortaya çıkarmak istemekteyiz.

Öncelikle, araştırma sorularımızın ilki işgörenlerin performansları firmadan firmaya farklılaşıp farklılaşmadığına odaklanmaktadır. Örneğimizde birinci araştırma sorumuz şu şekilde olabilir: İşgörenlerin performans düzeyleri firmadan firmaya farklılık gösterir mi?

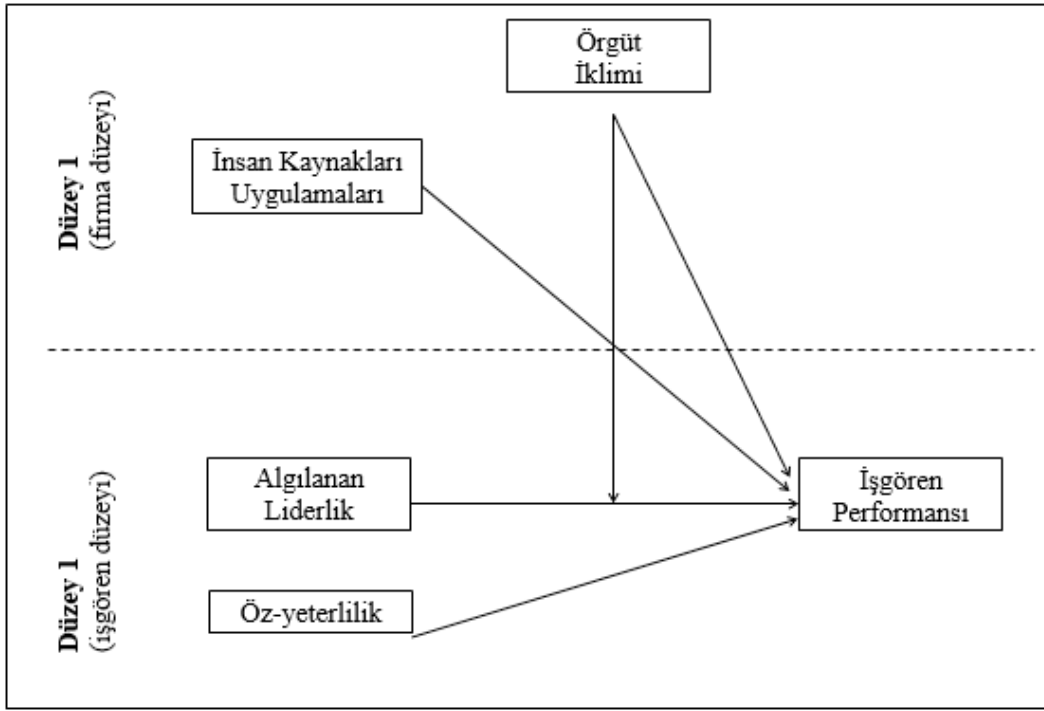
Sonrasında temel ilişkiler bağlamında, birinci düzey etkilerine odaklanabiliriz. Düzey-1'de yer alan değişkenler bağımlı değişken üzerinde etkisi olup olmadığını araştırabiliriz. Örneğimizde işgörenlerin algısıyla liderliğin ve işgörenlerin öz-yeterliliğin iş performanslarına etkisini incelemek isteyebiliriz. Özellikle, bireysel düzeyde, liderlik algıları, "isteğe bağlı uyaranlar" olarak deneyimlenen ve algılanan liderlik davranışlarını ifade eder ve liderler ile takipçiler arasında farklı ilişkilerin geliştirilmesinden kaynaklanır (Wang vd., 2005). Liderlik algıları işgörenlerin performansını etkilediği bilinmektedir (Dumdum vd.,

2013). Öz-yeterlilik ise bireylerin belirlenmiş performans düzeyine ulaşmak için gereken eylem planlarını düzenleme ve yürütme yetenekleri hakkındaki kararları veya inancı olarak tanımlanır. Kişinin sahip olduğu becerilerle değil, sahip olduğu becerilerle neler yapabileceğine dair yargılarla ilgilidir (Bandura, 1986). Öz-yeterliliğin çeşitli alanlarda performans üzerindeki etkisini açıklayan çok sayıda araştırma bulunmaktadır (Cole & Hopkins, 1995). Bu doğrultuda ikinci araştırma sorumuz; işgörenlerin algısıyla liderliğin ve işgörenlerin öz-yeterliliğinin iş performansı üzerinde etkisi var mıdır?

Bununla birlikte firmaya özgü bir takım değişkenlerin (insan kaynakları uygulamaları ve örgüt iklimi) işgörenlerin performans düzeyleri üzerindeki etkisi incelenmek istenebilir. İnsan kaynakları (İK) uygulamaları, işgörenlerin yüksek kalitede görevlerini icra etmede yardımcı olabilir. Bu uygulamalar, bir yandan işgörelere, iş tanımında belirtilen görevler için ihtiyaç duydukları becerileri, kaynakları ve takdir yetkisini vererek yüksek düzeyde performans sergilemelerini sağlar. Öte yandan, bu uygulamalar çalışanları iyi performans sunmaya daha istekli olmaya motive edebilir (Nishii vd., 2008). Örgüt iklimi ise, bir firmada neyin ödüllendirildiği, desteklendiği ve değerlendirildiği ile ilgili mesajlar ileten politikalar, uygulamalar ve prosedürlere yönelik bir dizi ortak algı olarak tanımlanır ve genellikle grup düzeyinde sosyal etkileşim süreçleri yoluyla ortaya çıktığı düşünülür (Kuenzi & Schminke, 2009). Kolektif bir olgu olarak, örgüt iklimi, işgörenlerin çalışma durumlarını anlamalarına yönelik yön göstererek ve istenen sonuçlar için bir baskı kaynağı olarak ortaya çıkmakta ve nihayetinde işgören davranışlarını yönlendirmektedir (Schneider & Reichers, 1983). Bu doğrultuda üçüncü araştırma sorusu; insan kaynakları uygulamaları ve örgüt iklimi işgörenlerin performansını etkiler mi?

Daha sonra, örgüt ikliminin, liderlik algısı ve işgören performansı arasındaki ilişki üzerinde etkili olup olmadığı da araştırmak istemekteyiz. Firma düzeyinde olumlu bir örgüt ikliminin varlığı, liderliğin işgören performansının teşvik edilmesine yönelik eylemini kolaylaştırmalıdır (Howell & Avolio, 1993). Başka bir ifadeyle liderlik ve işgören performansı arasındaki ilişki örgüt ikliminin bir fonksiyonu olarak değişebilir, özellikle bu ilişki daha olumlu örgüt iklimine sahip firmalar için daha güçlü ve daha az olumlu örgüt iklimine sahip firmalar için daha zayıf olması beklenmektedir. Kısaca, üçüncü araştırma sorumuz; örgüt iklimi, liderlik ve işgören performansı arasındaki ilişki üzerinde düzenleyici (moderator) bir etkiye sahip midir?

Bu araştırma sorularımız iki düzeyli model oluşturmamızı sağlamaktadır. Bu model ile gerek rastlantısal olarak farklılaşan kesişimin (işgören performansı düzeyi) gerekse rastlantısal olarak farklılaşan eğimin (liderlik- işgören performansı ilişkisi) incelenmesi mümkün olmaktadır (bakınız şekil 4.1).



Şekil 4.1. Araştırma değişkenleri arasında önerilen ilişkiler

4.4. VERİ SETİ

Örnek uygulamamızda kullandığımız veri seti 200 firmada çalışan 3601 işgöreni kapsamaktadır. Düzey-1 (işgören) ve düzey-2'ye (firma) ait veri 2015-2016 yılları arasında küçük ve orta büyüklükteki işletmelerden (KOBİ) toplanmıştır. Şekil 4.2'de veri dosyalarının ekran görünümü yer almaktadır.

	FİRMA	İSGÖREN	CİNSİYET	LVRLK	EĞTM	LEERLK	OVYETER	PERFORMANS
1	1.0	3.0	.0	.0	1.0	3.02	3.06	5.55
2	1.0	4.0	.0	1.0	1.0	5.30	1.17	5.43
3	1.0	6.0	.0	.0	1.0	3.18	1.60	3.98
4	1.0	6.0	.0	.0	1.0	3.02	3.06	5.55
5	1.0	7.0	.0	.0	1.0	2.55	1.17	2.41
6	1.0	8.0	.0	1.0	1.0	3.16	1.17	3.02
7	1.0	9.0	.0	1.0	1.0	3.18	3.06	3.02
8	1.0	10.0	.0	.0	1.0	4.07	1.17	6.00
9	1.0	11.0	.0	1.0	1.0	3.18	1.60	4.34
10	1.0	12.0	.0	1.0	1.0	3.02	1.50	4.34
11	1.0	13.0	1.0	1.0	1.0	1.48	1.17	3.00
12	1.0	14.0	.0	.0	1.0	5.08	2.33	4.03
13	1.0	15.0	.0	1.0	1.0	2.97	1.90	4.96
14	1.0	16.0	.0	1.0	1.0	3.61	2.43	5.67
15	1.0	17.0	.0	1.0	1.0	3.39	1.17	3.98
16	1.0	18.0	.0	.0	1.0	3.02	2.43	4.47
17	1.0	19.0	1.0	.0	1.0	1.91	1.60	3.00
18	1.0	20.0	1.0	1.0	1.0	1.00	1.17	3.14
19	1.0	21.0	1.0	1.0	1.0	3.02	1.17	4.47
20	1.0	22.0	1.0	1.0	1.0	3.02	1.50	4.07
21	1.0	23.0	1.0	.0	1.0	3.02	1.17	3.06
22	1.0	24.0	1.0	.0	1.0	4.46	1.60	5.19
23	1.0	25.0	1.0	1.0	1.0	4.03	1.17	4.71

	FİRMA	FİRMA_TÜR	BY	BLM
1	1.0	1.00	4.44	6.87
2	2.0	1.00	5.54	6.53
3	3.0	.00	3.66	3.94
4	4.0	.00	2.76	3.40
5	5.0	.00	4.41	5.70
6	6.0	.00	5.14	3.88
7	7.0	.00	1.82	2.95
8	8.0	1.00	2.61	2.30
9	9.0	.00	3.91	4.91
10	10.0	.00	3.44	3.73
11	11.0	.00	2.00	3.24
12	12.0	1.00	3.23	2.98
13	13.0	.00	5.44	6.36
14	14.0	.00	3.31	6.37
15	15.0	.00	3.31	5.94
16	16.0	.00	4.32	4.89
17	17.0	.00	2.64	3.16
18	18.0	.00	3.64	3.78
19	19.0	.00	4.74	4.87
20	19.0	.00	2.91	1.96
21	21.0	.00	2.71	4.39
22	22.0	.00	3.36	3.07
23	23.0	.00	2.99	4.06

Şekil 4.2. Veri dosyaları ekran görünümü

Örnek uygulamamızdaki veri dosyalarında bulunan değişkenlere bilgiler Tablo 4.1.'de yer almaktadır.

Tablo 4.1. Değişken bilgileri

Değişken Adı	Açıklama	Kodlama
FIRMA	Anket uygulanan firma form numarası	
ISGOREN	Firmalarda anket uygulanan işgörenlere verilen sıra numarası	
CINSİYET	Ankete katılanların cinsiyeti	0 = Erkek, 1 = Kadın
UYRUK	Ankete katılanların cinsiyeti	
EGITIM	Ankete katılanların eğitim ve öğretim düzeyi	1 = Lise, 2 = Yüksekokul, 3 = Üniversite, 4 = Y_Lisans, 5 = Doktora
LIDERLIK	Ankete katılanlar birlikte çalıştıkları yöneticiyi "dönüştürücü liderlik ölçeği"ndeki maddelere yanıt vererek değerlendirmişlerdir (Carless vd., 2000). Örnek madde "yöneticiniz; çalışanlara sözlerinden çok davranışlarıyla örnek olur"	1 = Hiç katılmıyorum, 2 = Katılmıyorum, 3 = Kısmen katılmıyorum, 4 = Kararsızım, 5 = Kısmen katılıyorum 6 = Katılıyorum 7 = Tamamen katılıyorum
OZYETER	Ankete katılanlar "genel öz-yeterlilik ölçeği"nde yer alan maddelere yanıt vererek kendilerini değerlendirmişlerdir (Schwarzer & Jerusalem, 2010). Örnek madde "yeni bir durumla karşılaştığımda ne yapmam gerektiğini bilirim"	1 = Hiç doğru değil, 2 = Doğru değil, 3 = Kısmen doğru değil, 4 = Kararsızım, 5 = Kısmen doğru 6 = Doğru 7 = Tamamen doğru
PERFORMANS	Ankete katılanlar literatürden uyarlanan "görev performansı ölçeği"nde yer alan maddelere yanıt vererek kendilerini değerlendirmişlerdir (Bush vd., 1990). Örnek madde "İş tanımında belirtilen rol ve sorumluluklarımı etkili bir şekilde yerine getiriyorum"	1 = Hiç doğru değil, 2 = Doğru değil, 3 = Kısmen doğru değil, 4 = Kararsızım, 5 = Kısmen doğru 6 = Doğru 7 = Tamamen doğru

DÜZEY 1

FIRMA		Anket uygulanan firma form numarası
DÜZEY 2	FIRMA_TUR	Anket uygulanan firmanın işlevlerine göre türü
		0 = İmalat 1 = Diğer (hizmet ve ticaret)
	IKY	Firmada uygulanmakta olan insan kaynakları uygulamaları literatürden uyarlanan "insan kaynakları uygulamaları ölçeği"nde yer alan maddelere yöneticiler tarafından yanıt verilerek değerlendirilmiştir (Kampkötter vd., 2016). Örnek madde "Firmamız, çalışanların mesleki bilgi ve yetkinliklerinin daha da geliştirilmesi ile büyük ölçüde ilgilenmektedir".
		1 = Hiç katılmıyorum, 2 = Katılmıyorum, 3 = Kısmen katılmıyorum, 4 = Kararsızım, 5 = Kısmen katılıyorum 6 = Katılıyorum 7 = Tamamen katılıyorum
	IKLİM	Firmanın örgüt iklimi literatürden uyarlanan "örgüt iklimi ölçeği"nde yer alan maddelere yöneticiler tarafından yanıt verilerek değerlendirilmiştir (Peña-Suárez vd., 2013). Örnek madde "Firmamızda, yenilikçi çabalar ve katkılar takdirle karşılanır".
		1 = Hiç katılmıyorum, 2 = Katılmıyorum, 3 = Kısmen katılmıyorum, 4 = Kararsızım, 5 = Kısmen katılıyorum 6 = Katılıyorum 7 = Tamamen katılıyorum

4.4.1. HLM'de Kullanılacak Veri Dosyası Özellikleri

HLM'ye veri girmenin iki yöntemi vardır. Bunlardan birincisi ASCII (American Standard Code for Information Interchange) verilerini içe aktarmadır. İkincisi ise SAS, IBM SPSS veya SYSTAT gibi istatistiksel yazılım paketlerinden birinde oluşturulmuş veri dosyalarını içe aktarmadır. Mevcut örneğimizde veri SPSS formatında kaydedildiği varsayılmaktadır. HLM yazılımı, diğer istatistiksel yazılım paketlerinden içe aktarılan veri dosyalarından oluşturulabilen kendi çok değişkenli veri matrisi (multivariate data matrix - MDM) formatında dosya oluşturur. MDM formatındaki dosyalar, yukarıda belirtilen çeşitli HLM modülleriyle kodlanmış şekilde saklanır.

HLM'yi kullanmaya başlamak için ilk adım, HLM yazılımının kullandığı dosya formatı olan bir MDM dosyası oluşturmaktır. HLM'de kullanılacak bir dosya oluşturmak için önce araştırma modelinizin her düzeyi için bir dosyaya ihtiyacınız olacaktır. Mevcut örneğimizde, iki düzeyli bir model geliştirilmiştir ve sonuç olarak düzey-1 ve düzey-2 veri setlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Düzey-1 modeli, bu düzeydeki birimler (örneğimizde işgörenler) hakkında veri içerirken; düzey-2 modeller söz konusu düzeydeki birimleri (örneğimizde firmalar) barındırır. Kısaca, örneğimizde oluşturulan iki düzeyli araştırma modelimize ait iki ayrı veri dosyası bulunmaktadır. Bununla birlikte, bu veri dosyalarını HLM'de kullanmak için bazı gereksinimleri karşılanmış olması lazımdır.

- Düzey-1'deki birimler, düzey-2'deki birimler ile bir kimlik numarası verilerek eşleştirilmelidir. Örneğimizde FIRMA değişkeni ile kimlik numarası tanımlanmış ve düzeylerdeki birimler eşleştirilmiştir.
- Kimlik değişkeninin ismi 12 karakteri geçmemelidir.
- Verilerin düzey-2'deki birimler kimlik sıra numarasına göre küçükten büyüğe olacak şekilde

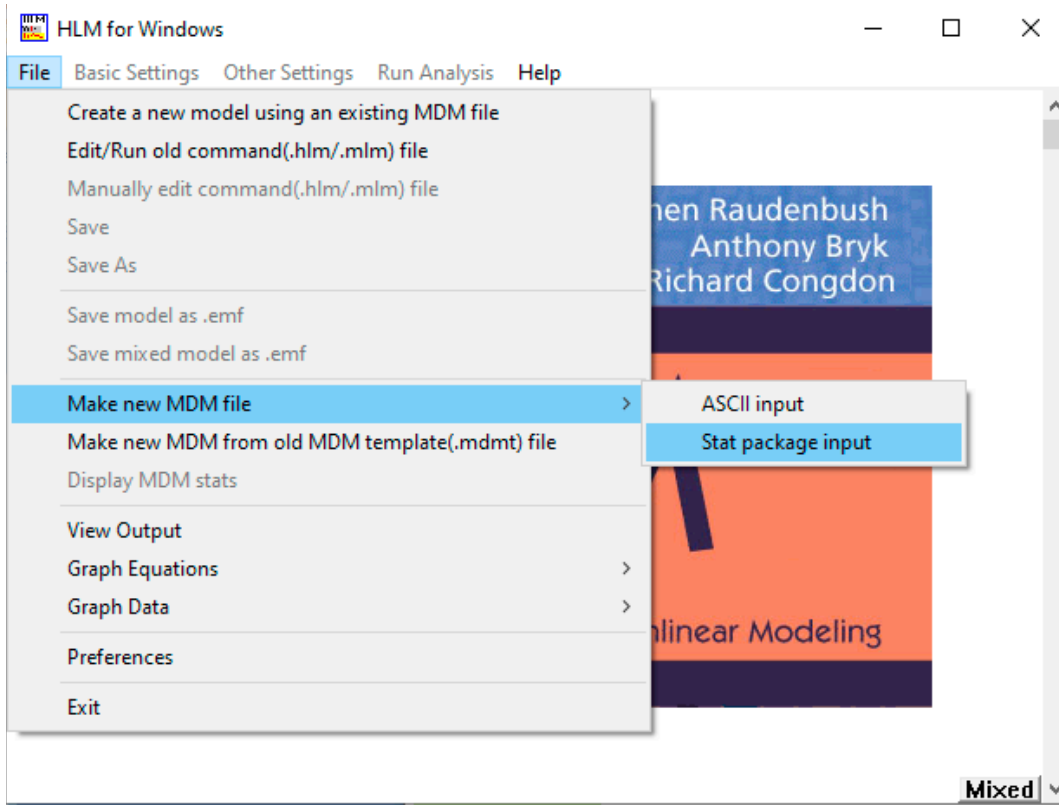
sıralanmalıdır. Benzer şekilde, düzey-1'deki birimlerde sıralanmalıdır. Bu işlem SPSS'te "sort cases" komutu verilerek yapılabilir.

Her analizi düzeyi için HLM yazılımı dışında ayrı dosyaların oluşturulması daha fazla zaman gerektirmektedir, ancak bu yöntem daha hızlı işlem yapmaya neden olur. Bununla birlikte, HLM yazılımı dışında tek bir dosya oluşturulabilir ve yukarıda belirtilen özelliklere dikkat edilerek kullanılabilir. Ancak tek veri dosyası kullanımı HLM yazılımı 6ncı sürüm ve daha üstünde desteklenmektedir.

4.4.2. HLM'de Veri Girişi

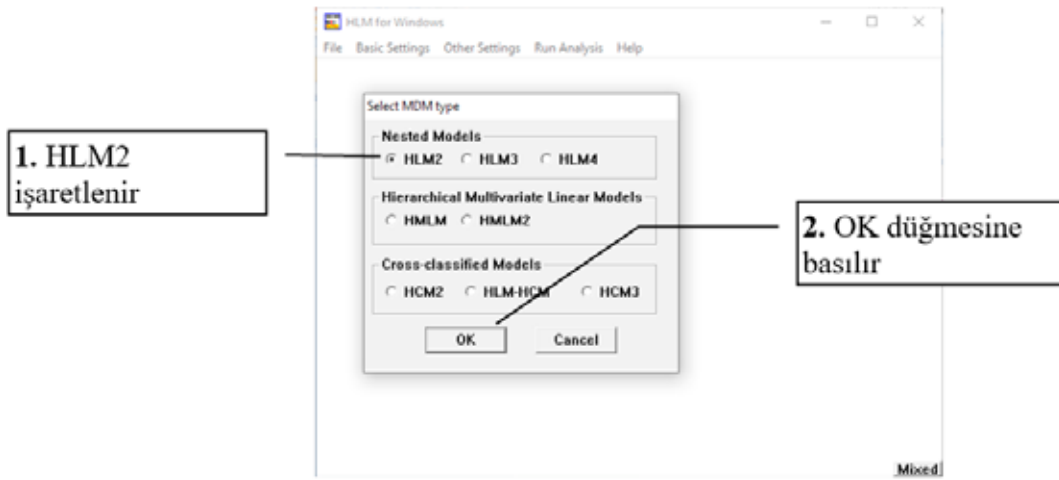
HLM yazılımı dışında ayrı dosyaları oluşturduktan sonra veri girişinin yapılması için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. HLM 7 çalıştırılır ve File → Make new MDM file → Stat package input komutu verilir (bakınız Şekil 4.3).



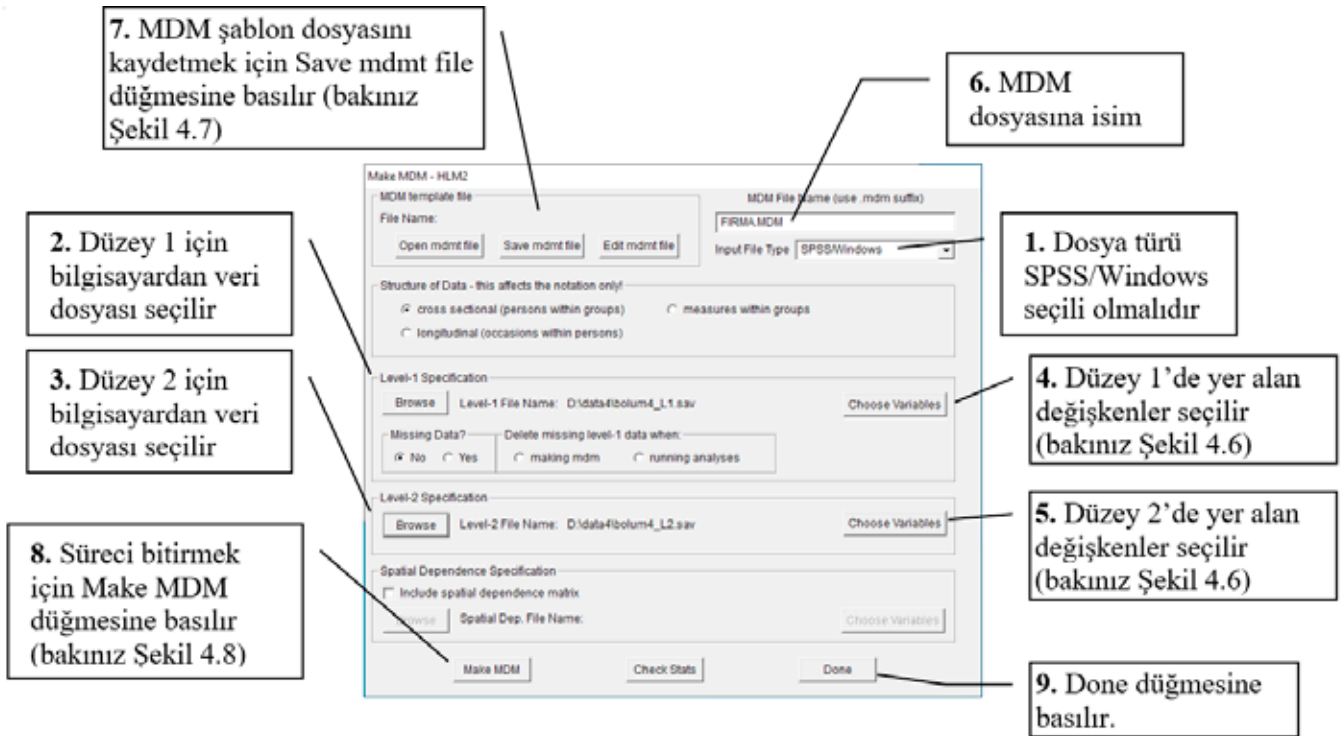
Şekil 4.3. HLM'de veri girişi

2. Yukardaki komutla açılan pencere (Şekil 4.4), HLM model türünün tanımlanması istemektedir. Örneğimizde iki düzeyli bir model kullanacağımız için HLM2 işaretlenir ve sonra OK düğmesine basılır.



Şekil 4.4. HLM'de MDM dosya türü seçimi

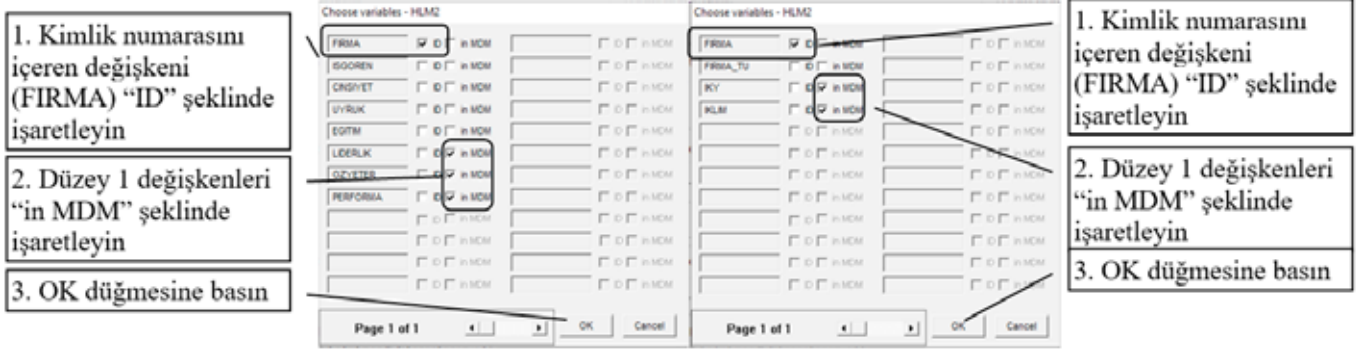
3. HLM2'yi seçtikten sonra bir önceki pencere kaybolarak yeni bir pencere açılır (Şekil 4.5). Açılan pencerede iki düzeyli MDM dosya türü oluşturmamız için izlenmesi gereken adımlar şu şekildedir. Öncelikle, Input File Type kısmında SPSS/Windows seçili olması gerekir. Level-1 Specification kısmında Browse düğmesine basılarak düzey-1 için oluşturduğumuz dosya seçilir. Level-2 Specification kısmında Browse düğmesine basılarak düzey-2 için oluşturduğumuz dosya seçilir.



Şekil 4.5. HLM'de MDM dosyası oluşturma

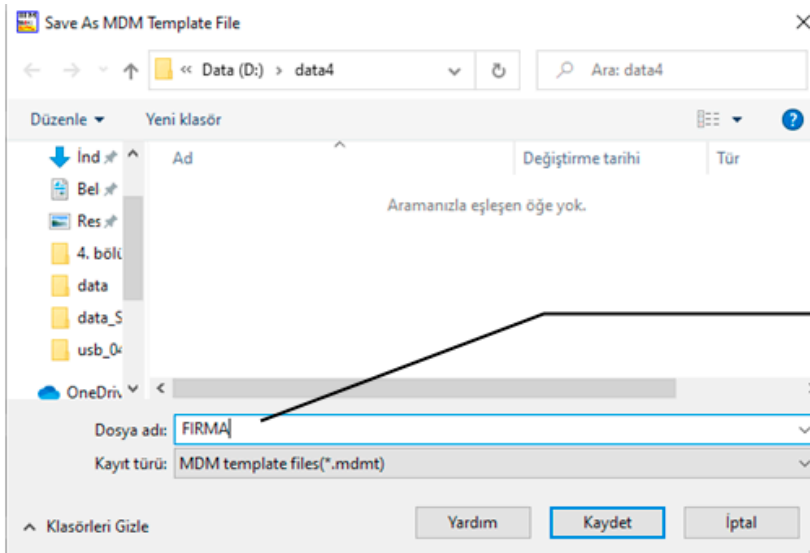
Daha sonra düzey-1 ve düzey-2 için hangi değişkenlerin kullanılacağını belirlemek için Choose

Variables düğmelerine basılır. Şekil 4.6'daki gibi pencere açılır ve her bir düzey için hangi değişkenler modellerde kullanılacak ise onlar işaretlenir. Burada dikkat edilmesi gereken nokta her iki düzey için kimlik numarasının ID olarak işaretlenmesidir. Modellerde kullanılacak değişkenler ise in MDM şeklinde işaretlenir. Değişkenler bu şekilde işaretlendikten sonra OK düğmesine basılır ve önceki pencereye dönülür (Şekil 4.5).

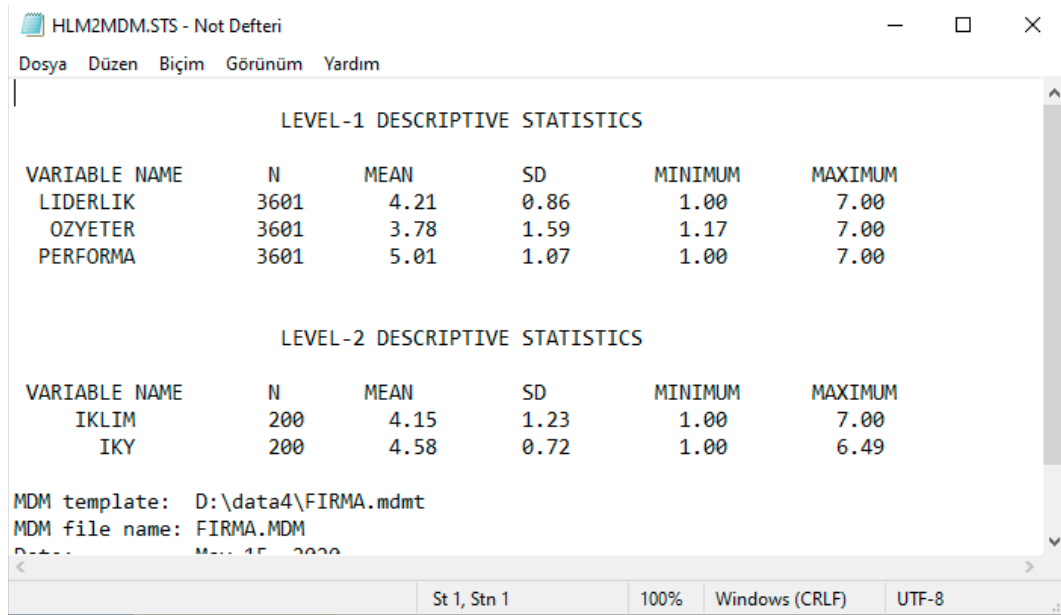


Şekil 4.6. HLM'de düzeyler için değişken belirleme

MDM dosyasına isim verilir, verilen isimden sonra .MDM uzantısı mutlaka eklenmelidir. Daha sonra MDM şablon dosyasını kaydetmek için Save mdmt file düğmesine basılır. Açılan pencerede (Şekil 4.7) şablon dosyayı kaydetmek istediğimiz dizin seçilir ve bir isim verilir. KAYDET düğmesine basıldıktan sonra tekrar önceki pencereye dönülür (Şekil 4.5). Süreci bitirmek için Make MDM düğmesine basılır ve .mdm dosyası oluşturulur; hemen sonrasında açıklayıcı istatistik modülü çalışır (bakınız Şekil 4.8). Alternatif olarak, Check Stats düğmesi basılabilir. Şekil 4.8'te gösterilen bu çıktı, sonuçları doğrulamak için incelenmelidir.



Şekil 4.7. HLM'de MDM şablon dosyası kaydetme



The screenshot shows a window titled "HLM2MDM.STS - Not Defteri" with a menu bar containing "Dosya", "Düzen", "Biçim", "Görünüm", and "Yardım". The main content area displays two tables of descriptive statistics.

LEVEL-1 DESCRIPTIVE STATISTICS

VARIABLE NAME	N	MEAN	SD	MINIMUM	MAXIMUM
LIDERLIK	3601	4.21	0.86	1.00	7.00
OZYETER	3601	3.78	1.59	1.17	7.00
PERFORMA	3601	5.01	1.07	1.00	7.00

LEVEL-2 DESCRIPTIVE STATISTICS

VARIABLE NAME	N	MEAN	SD	MINIMUM	MAXIMUM
IKLIM	200	4.15	1.23	1.00	7.00
IKY	200	4.58	0.72	1.00	6.49

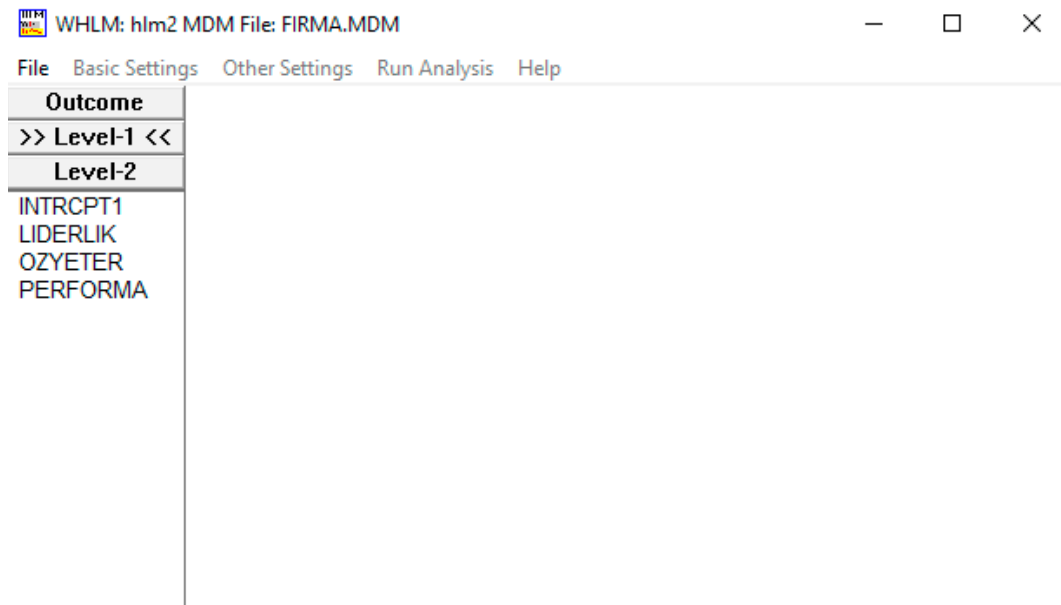
Below the tables, the following information is displayed:

MDM template: D:\data4\FIRMA.mdm
MDM file name: FIRMA.MDM
Date: May 15, 2020

The status bar at the bottom shows "St 1, Stn 1", "100%", "Windows (CRLF)", and "UTF-8".

Şekil 4.8. HLM'de Check Stats komutu çıktısı

Açıklayıcı istatistikleri gösteren dosya kapatıldıktan sonra tekrar önceki pencereye dönülür (Şekil 4.5). Son olarak Done düğmesine basılarak WHLM model oluşturma penceresine geçilir (bakınız Şekil 4.9). Bu arada, süreç sonunda bilgisayarımızda ilgili klasörde üç adet dosyanın oluştuğunu da belirtmek gerekir. Bu örneğimizde birinci dosya FIRMA.MDM; ikinci dosya şablon MDM dosyası olan FIRMA.mdm; ve üçüncü dosya ise çıktı dosyası olan HLM2MDM.STS'dir. Ayrıca, creatmdm.mdm dosyası varsayılan şablon dosya olarak ilgili klasörde bulunur.



The screenshot shows a window titled "WHLM: hlm2 MDM File: FIRMA.MDM" with a menu bar containing "File", "Basic Settings", "Other Settings", "Run Analysis", and "Help". The main content area displays the "Outcome" section, which is expanded to show "Level-1" and "Level-2" variables.

Outcome

>> Level-1 <<

Level-2

INTRCPT1
LIDERLIK
OZYETER
PERFORMA

Şekil 4.9. FIRMA.MDM dosyası için WHLM

4.5. İŞLEM STRATEJİSİ

Önceki bölümlerde, SPSS yazılımında çok düzeyli analiz işlemleri öncesinde veri dosyasında bulunan nicel (sayısal - kantitatif) öncül değişkenlerin merkezileştirilmesi detaylı bir şekilde gösterilmişti. HLM yazılımında bu işlem komutla otomatik bir şekilde yapılabilmektedir. Her ne kadar hangi tür merkezileştirmenin daha uygun olduğu konusunda fikir birliği olmasa da (Algina & Swaminathan, 2011; Enders & Tofighi, 2007; Wang & Maxwell, 2015), aşağıda HLM yazılımı kullanılırken değişkenlerin merkezileştirilmesi seçenekleri konusunda kısa açıklamada bulunulmuştur (Department of Statistics and Data Sciences, 2012).

- Değişkeni merkezileştirmeme (uncentering): Bu seçenekte değişken ham hali ile kullanılır. Bu yöntem, bağımsız değişkeninizin sınırlı bir aralığı olduğu durumlarda uygundur. Örneğin, IQ puanları hiçbir zaman 0 değildir ve nadiren 0'a yakındır. Bağımsız değişken kukla değişken olarak kodlanmış olduğunda (örneğin 0 veya 1 şeklinde) bu seçeneği kullanmalıyız, çünkü bir kukla değişkenin ortalaması anlamlı değildir.

- Genel ortalama etrafında merkezileştirilme (grand-mean centering): Bu seçenek kullanıldığında, kesişme noktası, bağımsız değişken için değeri genel ortalamaya eşit olan bir bireyin tahmini puanı olarak yorumlanır. Örneğin, bir testin genel ortalaması 70 ise, test skoru 70 olan bir kişi genel ortalama etrafında merkezileştirilmiş 0 skoruna yani kesişim noktasına sahip olacaktır. Bu seçenek, modelin kesişim noktasının, bağımsız değişkenler tarafından öngörülen ortalama farklar hakkında bilgi vermesini istediğinizde kullanışlıdır.

- Grup ortalaması etrafında merkezileştirme (group-mean centering): Bu seçenekte bağımsız değişkenler düzey-2'deki grubunun ortalaması etrafında merkezileştirilir. Kesişim daha sonra her grup için ortalama sonuç olarak yorumlanabilir. Bu, parametre tahminlerinin her grupta düzey-1'deki etkiler olarak yorumlanmasına izin verir.

Önceki bölümlerde açıklandığı üzere, çok düzeyli veri analizinde bir dizi modelin sırasıyla incelenmesi genel uygulama haline gelmiştir. HLM yazılımı kullanılarak yapılan analizlerde de benzer adımlar takip edilmektedir. Önce basit bir modelden başlanır ve gittikçe karmaşık modeller oluşturulur (Hox & Roberts, 2010). Bu örneğimizde ele alınan modeller beş adımda oluşturularak aşağıda kısaca açıklanmıştır:

- Birinci adım: Koşulsuz veya boş model (unconditional, unconstrained, null model). En basit model olarak tesadüfi etkili tek yönlü ANOVA modeli (One-Way ANOVA with Random Effects) olarak da bilinen bu başlangıç modeli ile bağımlı değişkendeki değişim hiyerarşinin farklı düzeylerine göre ayrılır. Bu sade model tesadüfi gruplar ve bu gruplar içerisindeki varyansları içerir. Örneğimizde ise, işgörenlerin performans skorlarındaki varyansın 200 KOBİ arasındaki farklılıktan kaynaklanıp kaynaklanmadığı hakkında bilgi verecektir.

- İkinci adım: Birinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Random Intercept Model with Level 1 Predictors). (ANCOVA Model with Random Effects) olarak da bilinen bu model birinci düzeydeki (işgören) merkezileştirmiş algılanan liderlik (LIDERLIK) ve öz-yeterlilik (OZYETER) değişkenlerin işgören performansı (PERFORMA) skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkilerini kapsamaktadır.

- Üçüncü adım: İkinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Random Intercept Model with Level 2 Predictors). Ortalamaların sonuç olduğu model (Means as outcomes model) olarak da bilinen bu model

ikinci düzeydeki (firma) insan kaynakları uygulamalarının (IKY) ve örgüt ikliminin (IKLİM) işgören performansı skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkilerini kapsamaktadır.

- Dördüncü adım: Tesadüfi kesişim ANCOVA modeli (Random Intercept Model with Level 1 and Level 2 Predictors). Ortalamaların sonuç olduğu ANCOVA modelî (Means as outcomes ANCOVA model) olarak da bilinen bu model birinci düzeydeki (işgören) algılanan liderlik (LİDERLİK) ve öz-yeterlilik (OZYETER) değişkenleri birlikte ikinci düzeydeki (firma) insan kaynakları uygulamalarının (IKY) ve örgüt ikliminin (IKLİM) işgören performansı skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkilerini kapsamaktadır.

- Beşinci adım: Etkileşimsel model (interaction model). Bu model önceki modele ilave olarak birinci düzeydeki (işgören) algılanan liderlik (LİDERLİK) ile ikinci düzeydeki (firma) örgüt ikliminin (IKLİM) çarpımını (etkileşimsel terimini) kapsamaktadır.

4.6. HLM İLE ÇOK DÜZEYLİ VERİ ANALİZİ

HLM yazılımının güçlü yanlarından biri, çok düzeyli modellerin nasıl kavramsallaştırıldığını gözler önüne sermesidir. HLM yazılımı, grafik arayüzü sayesinde her düzey için ayrı model denklemleri görüntüleyerek ve kimlik numarasını (identity number) içeren değişkenle (FİRMA) modelin her düzeyi için ayrı veriyi eşleştirerek bu kavramsallaştırmayı kolaylaştırır. HLM'de modeller belirtirken, kullanıcı düzey-1 birimleri üzerinde ölçülen değişkenleri düzey-1 (Level 1) model denklemine ve düzey-2 değişkenleri düzey-2 (Level 2) model denklemine ekler. Bu sistem, hangi varyans bileşeninin hangi değişkenlere göre modellenmekte olduğu konusundaki belirsizliği azaltma eğilimindedir (Palardy, 2011).

4.6.1. Birinci Adım: Koşulsuz veya Boş Model (unconditional, unconstrained, null model)

Önceki bölümde belirtildiği üzere, tesadüfi etkili tek yönlü ANOVA modeli olarak da bilinen bu model (Snijders & Bosker, 2011) bağımlı değişkendeki varyansı hiyerarşinin farklı düzeylerine göre ayırmaktadır. Dolayısıyla, bu model ile işgören performansındaki varyansın ne kadarlık kısmının firmalar etkisi ile oluştuğunu hesaplamak mümkün olabilmektedir. Boş model iki nedenden dolayı önemlidir (Garson, 2019). Birincisi, düzey 2'deki gruplama değişkeninin düzey-1'deki bağımlı değişkene ait kesişimi (ortalama) anlamlı bir şekilde etkileyip etkilemediği anlaşılır. Eğer anlamlı bir etki yok ise, bu durumda çok düzeyli veri analizi gerekmez, regresyon analizinin bilindik türü uygulanır. İkincisi boş model çok düzeyli veri analizinde temel model olarak ele alınır. Modele değişkenler ilave edildikçe, tahminlemenin iyileşmesi ve hataların azalması beklenir.

Birinci düzeye air denklem şu şekildedir.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (4.1)$$

Birinci düzeydeki gözlemler her bir grubun ortalaması (kesişim β_{0j}) ve gruptaki her bir gözlemin grup ortalamasından sapması (r_{ij}) şeklinde bir fonksiyon oluşturarak modellenmektedir. Y_{ij} j firmasında i işgörenin performans skorudur. β_{0j} , j firması için ortalama performans skorudur. r_{ij} ise j firmasında i işgörenin performans skorunun firma ortalamasından farkıdır.

İkinci düzey modelinin temel gösterimi şu şekildedir:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (4.2)$$

Bu model gruplararası kesişimdeki varyasyonu göstermektedir. Bu denklemde γ_{00} örneklemdeki genel ortalamayı (j tane firmanın ortalamasının ortalaması), u_{0j} ise j firmasına ait ortalama performans skorunun genel ortalamadan farkıdır.

İkinci düzey modelinin birinci düzey modelinde yerine konulmasıyla birleştirilmiş model elde edilir (bakınız 4.3).

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{ij} \quad (4.3)$$

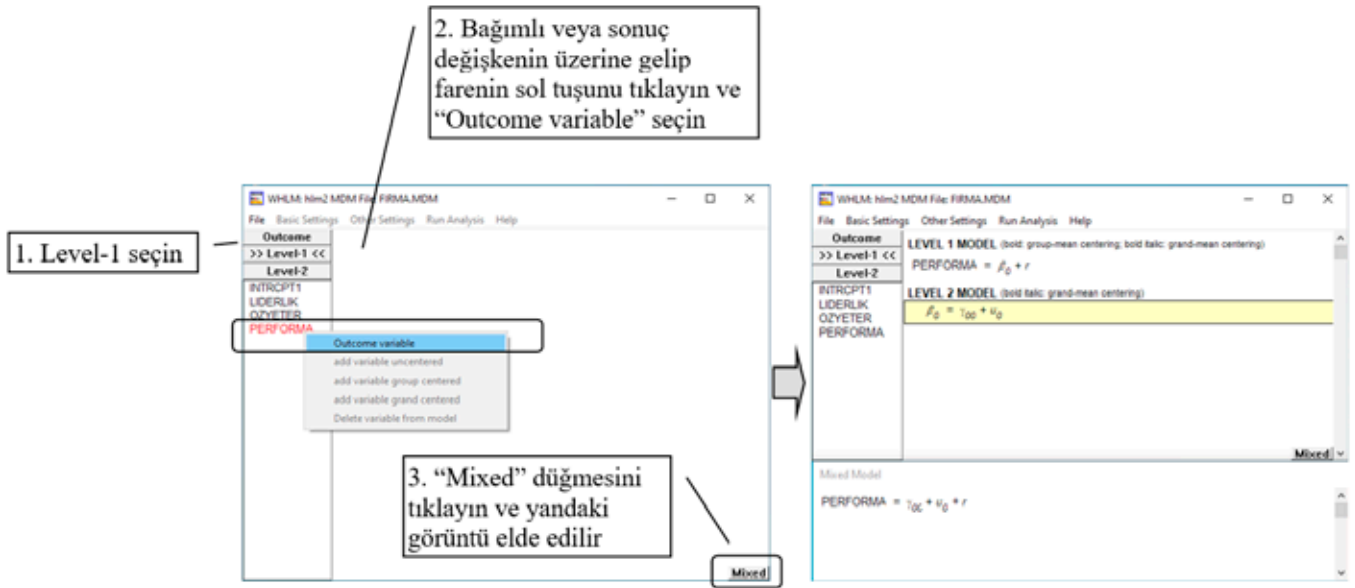
Kısaca, bu modelde üç etkinin tahmin edildiği görülmektedir: kesişim, firmalar arası kesişimdeki değişim (u_{0j}) ve firmalardaki işgörenlerin performans skorlarındaki değişim (r_{ij}). Bu model grup (veya küme) içi korelasyon katsayısını (intra class correlation coefficient) yani toplam varyansın ne kadarlık kısmının grupların etkisi ile oluştuğunu hesaplamak için önemli bilgiler sağlamaktadır. Önceki bölümde belirtildiği üzere, grup içi korelasyon katsayısı (bakınız 4.4), gruplar arası varyansın gözlemlenen varyansa oranı şeklinde formüle edilir (Goldstein, 2011).

$$\rho = \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma_2) \quad (4.4)$$

4.6.1.1. HLM'de Boş Model Oluşturma

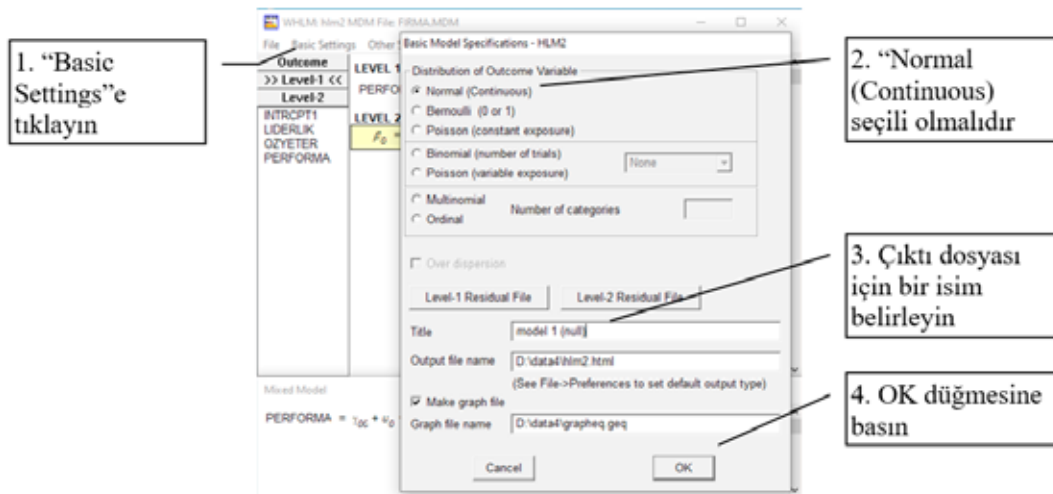
HLM 7'deki tüm iki düzeyli modeller gibi boş model, Şekil 4.9'da gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde oluşturulur. Çok düzeyli veri analizinin ilk adımı olan boş model oluşturma ve test etme için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Şekil 4.10'da gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde, işgören düzeyinde (düzey-1) bağımlı değişken olarak işgören performansı (PERFORMA) sonuç değişkeni olarak belirlenmiştir. Bu modelde başka hiçbir değişken eklenmez. HLM 7 yazılımı, "FIRMA" değişkeninin düzey-2 gruplama değişkeni olduğunu bilmekte ve otomatik olarak PERFORMA değişkeninin düzey-1 kesişiminin bir yordayıcısı olduğunu varsaymaktadır. PERFORMA değişkeni sonuç değişkeni olarak belirlendikten sonra, HLM yazılımı Şekil 4.10'nun sağ tarafında gösterildiği üzere düzeylere ait denklemleri ve ayrıca "Mixed" düğmesine basıldıktan sonra da birleştirilmiş modele ait denklemleri gösterir.



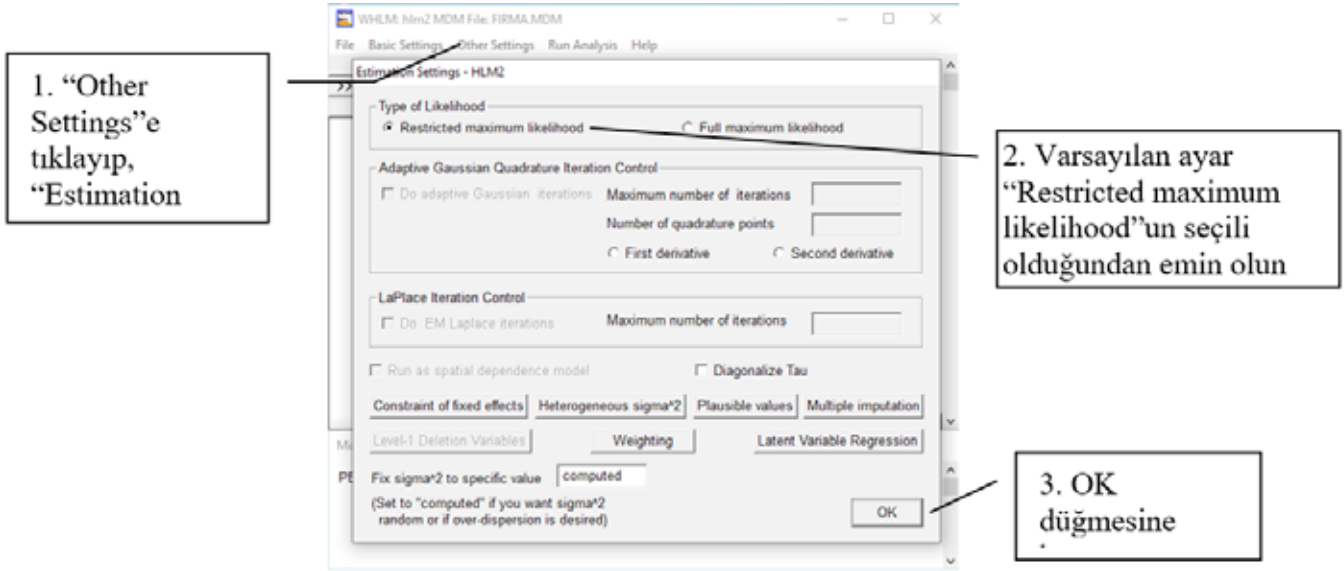
Şekil 4.10. HLM 7'de WHLM Modelleme Penceresi: Boş Model Oluşturma

2. Boş modeli tahmin etmeden önce, ana menü çubuğundan temel ayarları (Basic Settings) seçerek, Şekil 4.11'de gösterilen pencereye ulaşılır ve sonuç değişkeninin dağılım türü (Distribution of Outcome Variable) belirlenir. Bu örneğimizde normal dağılım (Normal Continuous) varsayılan değerdir ve öyle bırakılır. Diğer seçenekler Bernoulli, Poisson, multinom ve ordinal dağılımları destekler. Ayrıca bu pencerede, çıktı istatistikleri dosyasının ve çıktı grafik dosyasının adı ve konumu da belirtilebilir.



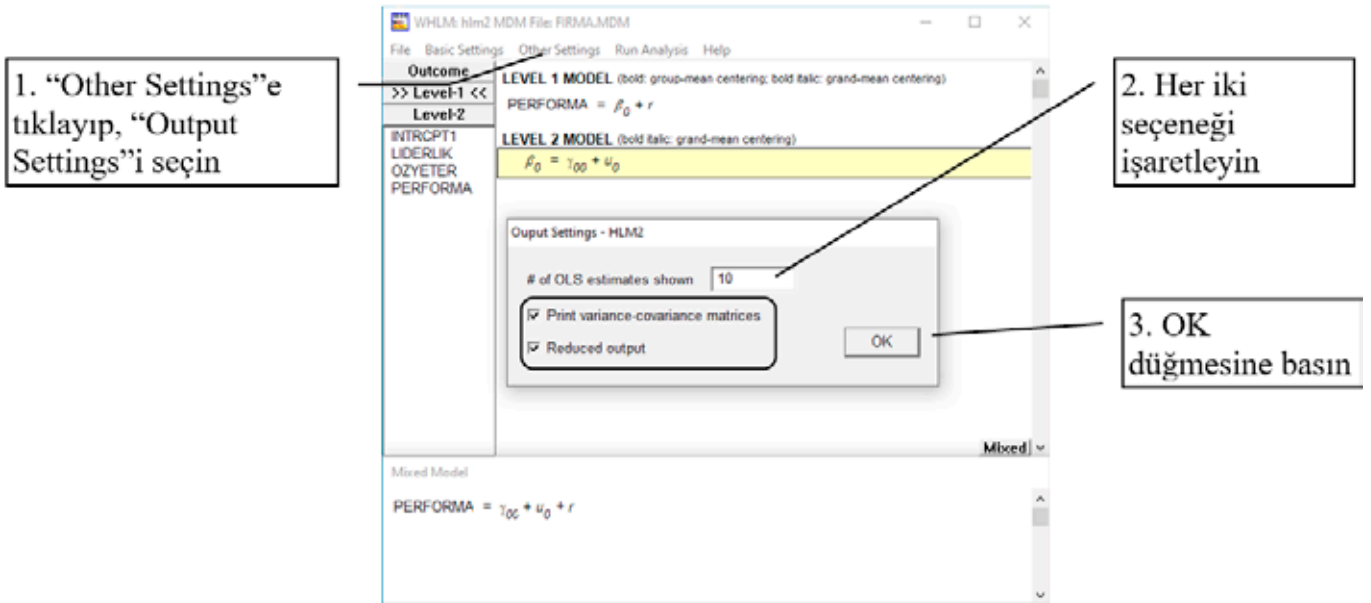
Şekil 4.11. Temel Model Ayarları

3. Modeli çalıştırmadan önce model tahmin ayarlarını değiştirmek de mümkündür. Ana menü çubuğundan diğer ayarları (Other Settings) seçilir ve tahmin ayarları (Estimation Settings) tıklanır. Ardından Şekil 4.12'de gösterilen pencere açılır. Boş model için varsayılan ayar olarak kısıtlı maksimum olabilirlik tahminini (Restricted maximum likelihood) kullanıyoruz.



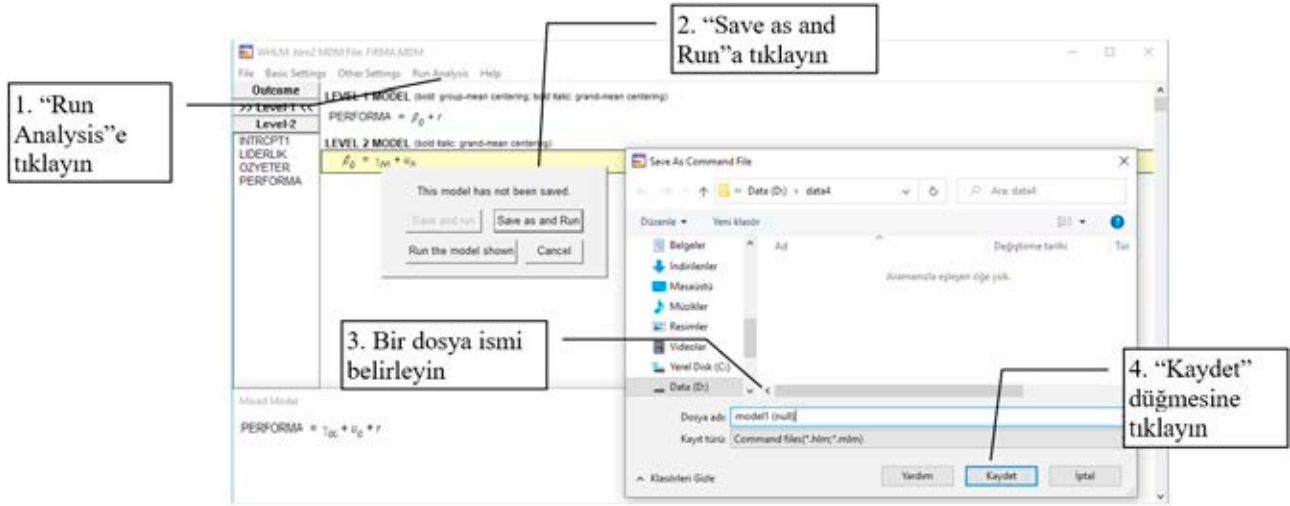
Şekil 4.12. HLM 7'de tahmin ayarları

4. Ana menü çubuğundan diğer ayarları (Other Settings) seçip, ardından Şekil 4.13'de gösterilen pencereyi elde etmek için çıkış ayarları (Output Settings) seçilir. Örneğimizdeki bu model için, varyans-kovaryans matrisleri yazdırmayı ve çıktıyı ana sonuçlarla sınırlamayı seçebiliriz.



Şekil 4.13. HLM 7'de çıktı ayarları

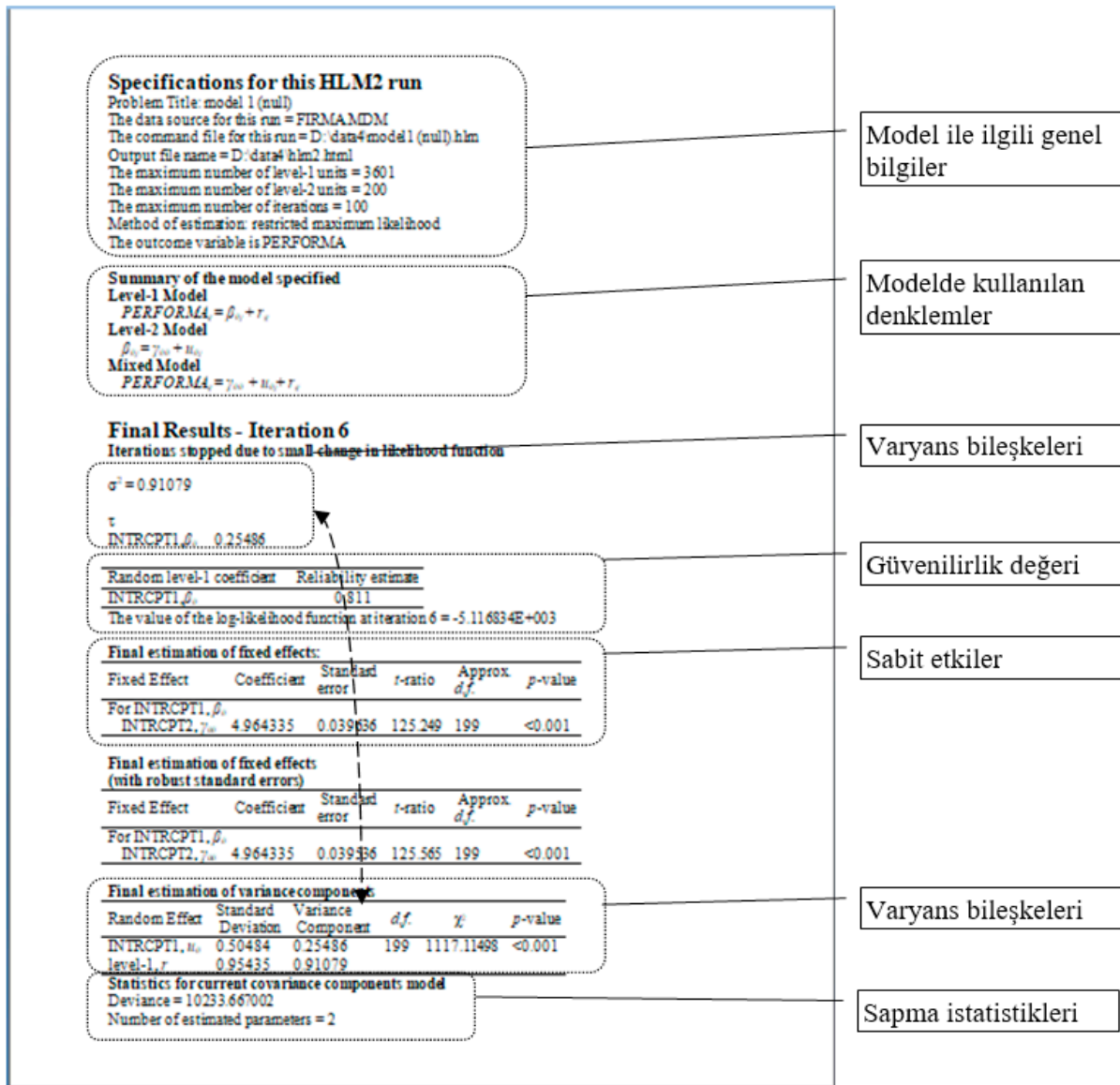
5. Son olarak, boş modeli çalıştırmak için ana menü çubuğunda "Run Analysis"a tıklanır. Analize ait çıktı dosyası belirlediğimiz klasör konumuna yine belirlediğimiz isimle (örneğimizde model 1 (null) şeklindedir) kaydedilir.



Şekil 4.14. HLM 7'de model dosyasının isimlendirilmesi ve çalıştırılması

4.6.1.2. Bulguların Yorumlanması

Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra HLM 7 yazılımı çıktı (output) sayfasını üretir (bakınız Şekil 4.15).



Şekil 4.15. HLM 7'de çıktı dosyasını temel bölümleri

Boş model analizi sonucu elde edilen çıktı sayfasında güvenilirlik değeri bulunur. Bu değer gerçek firma ortalaması (β_{0j}) için herhangi bir firmadaki örneklem ortalamasının güvenilirliğinin bir göstergesidir. Başka bir ifadeyle, düzey-1 kesişiminin tesadüfi etkisinin güvenilirliği, düzey-2 birimlerin ortalama güvenilirliğidir. Her bir kesişim için yapılan tahminlerin genel güvenilirliğini ölçer. Boş model için güvenilirlik düzeyi 0.81'dir.

Tablo 4.2. Güvenilirlik düzeyi

Random level-1 coefficient	Reliability estimate
INTRCPT1, β_0	0.811

Sabit etkiler boş modelde ilgileneceğimiz istatistikler arasında yer almaz ama yinede konunun daha iyi anlaşılması için kısaca bu etkiler hakkında açıklamalarda bulunalım. Tablo 4.3'de boş modele ait sabit etkiler sunulmaktadır. Örneğimizde, düzey-2 gruplama değişkeni, FIRMA, modellenen tek etkidir ve ortalama işgören performans değeri (düzey-1'deki kesişim) 4.96 olduğu tahmin edilmektedir. Bu değerın standart hatası 0.03'tür ve %95 güven aralığında ortalama işgören performans değerleri şu şekildedir: $4.96 \pm 1.96(0.03) = (4.90, 5.01)$. Sağlam ölçünlü hataları olan (with robust standard errors) sabit etkiler aynı tahminde bulunur ancak biraz farklı standart hataya sahiptir. Eğer araştırmacı bağımlı değişkenin dağılımını yanlış belirtmiş ise sağlam ölçünlü hataları olan (with robust standard errors) sabit etkiler tablosunu kullanması yerinde olur (Garson, 2019). Örneğimizde varsayılan olan normal bir dağılım belirtildiği için Tablo 4.3'de sunulan sabit etkiler kullanılmıştır.

Tablo 4.3. Boş modele ait sabit etkiler (*Final estimation of fixed effects*):

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio d.f.	Approx	p-value
For INTRCPT ₁ , β_0					
INTRCPT ₂ , γ_{00}	4.964335	0.039636	125.249	199	<0.001

Son varyans bileşikleri Tablo 4.4'te yer almaktadır. Tahmini parametre sayısı (number of estimated parameters) = 2 ifadesi, boş bir modelde, düzey-1 kesişim ve düzey-2 kesişim için tahminlerin yapıldığı anlamına gelmektedir. Düzey-2'de yani örneğimizde firma düzeyinde, τ_{00} , genel ortalama etrafında (γ_{00}) firmaların gerçek ortlamasına (β_{0j}) ait varyansı ifade eder. Kesişime dair varyans bileşkesi (tau olarak bilinir, τ_{00}) 0.25 değeri almıştır ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu, sonuç değişkeni olan PERFORMA'nın kesişiminin düzey-2'deki öncül olan FIRMA etkisi altında olduğu anlamına gelir. Örneğimizde, ortalama işgören performans skorlarının firmalar arasındaki varyansın büyüklüğünü ölçmek için ortalama skorların olası aralığını belirlemek yararlı olabilir. Bunu hesaplamak için $\gamma_{00} \pm 1.96(\tau_{00})1/2$ denklemi kullanıldığında $4.96 \pm 1.96(0.25)1/2 = (3.98, 5.94)$ değerleri elde edilir. Bu bulgular, örneğimizde, firmalar arası ortalama performans skorlarında önemli bir aralık veya açıklık (ranj) olduğunu göstermektedir. FIRMA etkisi, σ_2 (sigmasquared) olarak etiketlenen artık varyans bileşkesinden (0.91) daha küçüktür, sonuç değişkeni olan PERFORMA'da henüz açıklanmamış olan hala önemli varyasyon olabileceğini ve ilave öncüllere sahip bir modelin gerekli olabileceğini gösterir.

Tablo 4.4. Varyans bileşikleri tablosu (*Final estimation of variance components*)

Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	d.f.	χ^2	p-value
INTRCPT1, u_0	0.50484	0.25486	199	1117.11498	<0.001
level-1, r	0.95435	0.91079			

Statistics for current covariance components model

Deviance = 10233.667002

Number of estimated parameters = 2

Kesişim bileşkesinin anlamlı olması, grup içi korelasyon katsayısının (intraclass correlation coefficient -ICC) anlamlı olabileceğine işaret eder. Bu da çok düzeyli veri analizinin uygun ve gerekli olduğunun göstergesidir. Örneğimizde, grup içi korelasyon katsayısı (ICC) kesişime ait varyans bileşkesini toplam

varyans bileşkelerine bölünmesine göre hesaplanabilir. $\rho = \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma_2)$ denkleminde boş modelden elde edilen varyans bileşkeleri değerlerini eklediğimizde $ICC = 0.25 / (0.25 + 0.91) = 0.21$ değeri elde edilir. Bu sonuç, örneğimizde, işgören performansındaki %21 oranındaki varyansın firmalar arasında olduğunu gösterir. Firmalar arası varyans (gruplar arası değişkenlik) istatistiksel olarak da anlamlıdır, $\chi^2 = 1117.11$, s.d. = 199, $p < 0.001$.

Tablo 4.4'te görüldüğü üzere sapma (deviance) değeri 10233.66'dır. Boş model için şu an yapılacak herhangi bir işlem yoktur. HLM analizlerinde kullanılan birincil uyum istatistiği sapma istatistiğidir. Sapma istatistiğinin hesaplanması, maksimum olabilirlik tahmini prosedürüne dayanmaktadır. Bununla birlikte, sapma istatistiği, değerlerinin sadece diğer modellerden elde edilen değerlere göre anlamlı olduğunda önemli bir uyum göstergesi olarak karşımıza çıkmaktadır. Modeller arasındaki sapmayı karşılaştırmak için, öncül değişkenleri ekleyerek veya çıkararak karşılaştırmalar yapılabilir. Dolayısıyla, boş modelden elde edilen sapma değeri ilerleyen modellerden elde edilen sapma değerleri ile karşılaştırılabilir. Modeller arasındaki sapma değerleri farkının bu karşılaştırması, esasen olasılık oranı testleridir. İlerleyen modellerde, HLM yazılımında bu testin nasıl yapıldığı detaylı anlatılmıştır.

Birinci araştırma sorusu, işgörenlerin performans düzeyleri firmadan firmaya farklılık gösterip göstermediği ile ilgiliydi. Elde ettiğimiz bulgular farklılaştığını göstermektedir. Buna göre; düzey-2'deki gruplama değişkenine ait varyans bileşkesi istatistiksel olarak anlamlıdır ($\chi^2 = 1117.11$, s.d. = 199, $p < 0.001$). Başka bir deyişle, işgören performansı ortalaması (kesişim) açısından firmalar arasında anlamlı farklılıklar vardır. Hesaplanan grup içi korelasyon katsayısı (ICC) 0.21'dir. Bu sonuç, örneğimizde, işgören performansındaki %21 oranındaki varyansın firmalar arasında olduğunu gösterir. Kısaca belirtmek gerekirse, kesişimin anlamlı bir şekilde firmalar boyunca değişmesi ve grup içi korelasyon katsayısının performans skorlarındaki varyansın %21'sinin firmalar tarafından açıklandığını belirtmesi nedeniyle çok düzeyli veri analizine devam edilmesi gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

4.6.2. İkinci adım: Birinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Random Intercept and Slope Model with Level 1 Predictors)

Tesadüfi etkiler ANCOVA modeli (ANCOVA Model with Random Effects) veya tesadüfi katsayılar regresyon modeli (Random Coefficients Regression Model) olarak da bilinen bu model bir veya birden fazla düzey-1 değişkenin olduğu modeldir. Düzey-2'deki gruplama değişkeni (örneğimizde FIRMA) tesadüfi bir faktör olarak modelde yer almaktadır, ancak herhangi bir düzey-2 değişkeni modelde yer almamaktadır. Örneğimizde, bu model, birinci düzeydeki (işgören) algılanan liderlik (LIDERLIK) ve öz-yeterlilik (OZYETER) değişkenlerin işgören performansı (PERFORMA) skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkilerini kapsamaktadır. Bu model düzey-1 değişkenleri için tesadüfi bir eğim içeriyor, yani regresyon denkleminin eğiminin firmaya göre değişmesine izin veriyoruz. Bu model için j firmasındaki her bir i işgöreni için algılanan liderlik ve öz-yeterliliğin işgören performansı üzerindeki etkisi şu şekilde formüle edilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1(LIDERLIK)_{ij} + \beta_2(OZYETER)_{ij} + r_{ij} \quad (4.6)$$

4.6'da yer alan denklem birinci (işgören) düzeyde, grup içi LIDERLIK ve OZYETER değişkenleri PERFORMA ile ilişkilidir. Düzey-2'de hiçbir değişken bulunmaz. Ancak, düzey-1 kesişimi, bağımlı değişkenin (PERFORMA) düzey-2 ortalamasıyla (γ_{00}) birlikte artı düzey-2 hata terimi (u_{0j}) ile tahmin edilir. Düzey-2

hata terimi, gruplamanın (FIRMA) düzey 1'deki bağımlı değişken (PERFORMA) üzerindeki tesadüfi etkisini temsil eder. Bu hata terimi, her bir firmanın düzey-1 modelin eğimi ve kesişimi üzerindeki benzersiz etkisini temsil eder. Ayrıca, düzey-1 regresyon katsayıları veya eğimleri (β_{1j}), düzey-2'deki grupların regresyon katsayılarının ortalaması ile tahmin edilmektedir. Örneğimizin için ortalamalar, 200 firmaya ait ortalamaları ve düzey-2 hata terimlerini (u_{1j}) esas alır.

Bu model, herhangi bir düzey-2 değişkeninin bulunmadığı durumlarda ve ancak düzey-2 birimleri arasında farklılık olduğunda kullanılır. Her firmanın kendine özgü kesişimleri ve eğimleri olduğu için, bu düzey-2 birimlerinin her biri için bir regresyon denklemi vardır, çünkü düzey-2 denklemlerindeki hata terimleri her firma için benzersizdir, düzey-1 kesişimi ve eğim katsayılarını hesaplamak için kullanılır. Kısaca, bu model, her firmanın ayrı bir eğime ve kesişmeye sahip olduğu gerçeğini yansıtır ve bu nedenle örneğimizdeki tüm firmalar için tek bir regresyon denkleminin kullanılması söz konusu değildir.

$$\begin{aligned}\beta_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + u_{1j} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20}\end{aligned}\quad (4.7)$$

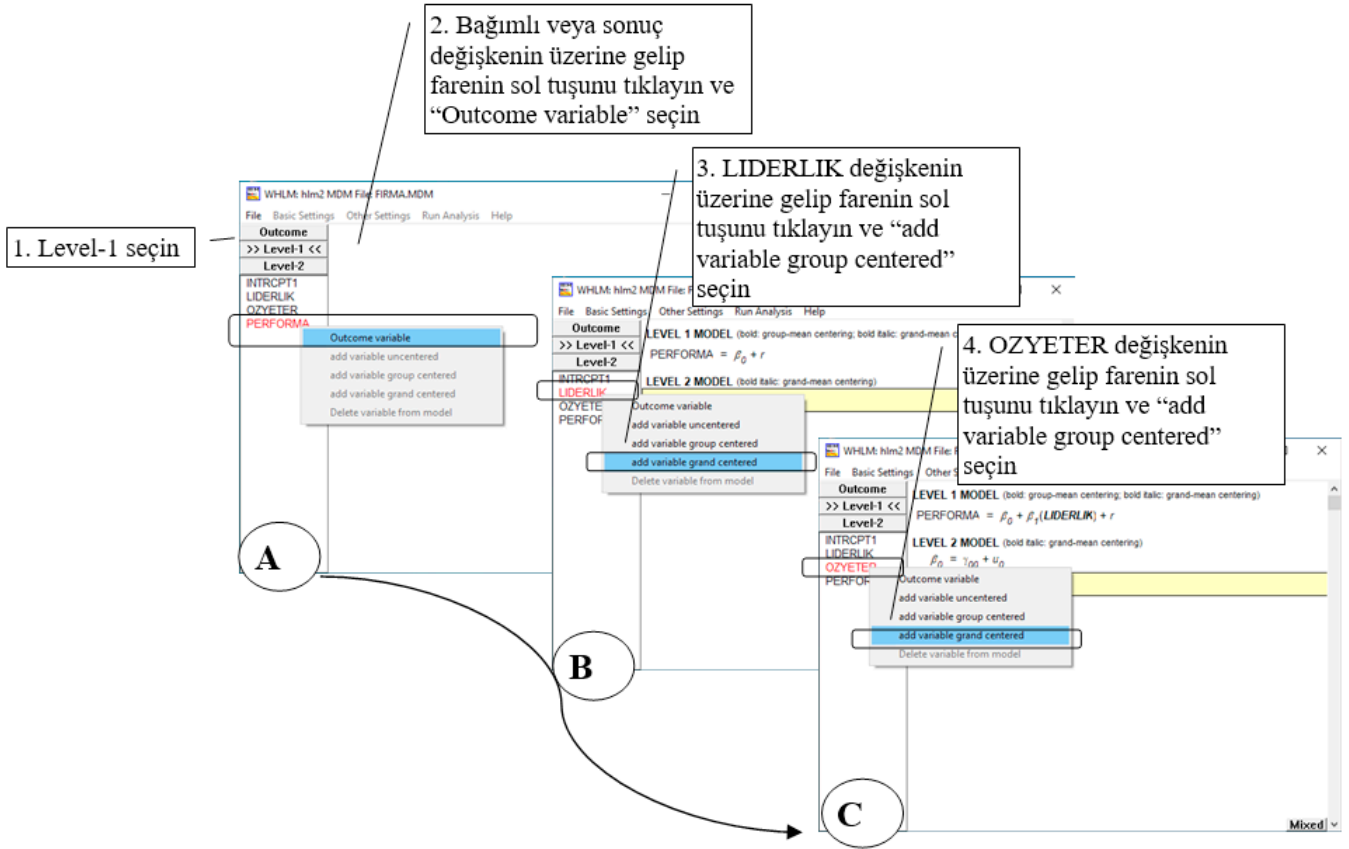
Düzen-1 ve düzen-2 için oluşturulan denklemlerin birleştirilmiş hali şu şekildedir.

$$\begin{aligned}\text{PERFORMA}_{ij} &= \gamma_{00} + \gamma_{10} (\text{LIDERLİK})_{ij} + \gamma_{20} (\text{OZYETER})_{ij} + u_{0j} \\ &+ \\ &u_{1j}(\text{LIDERLİK})_{ij} + r_{ij}\end{aligned}\quad (4.8)$$

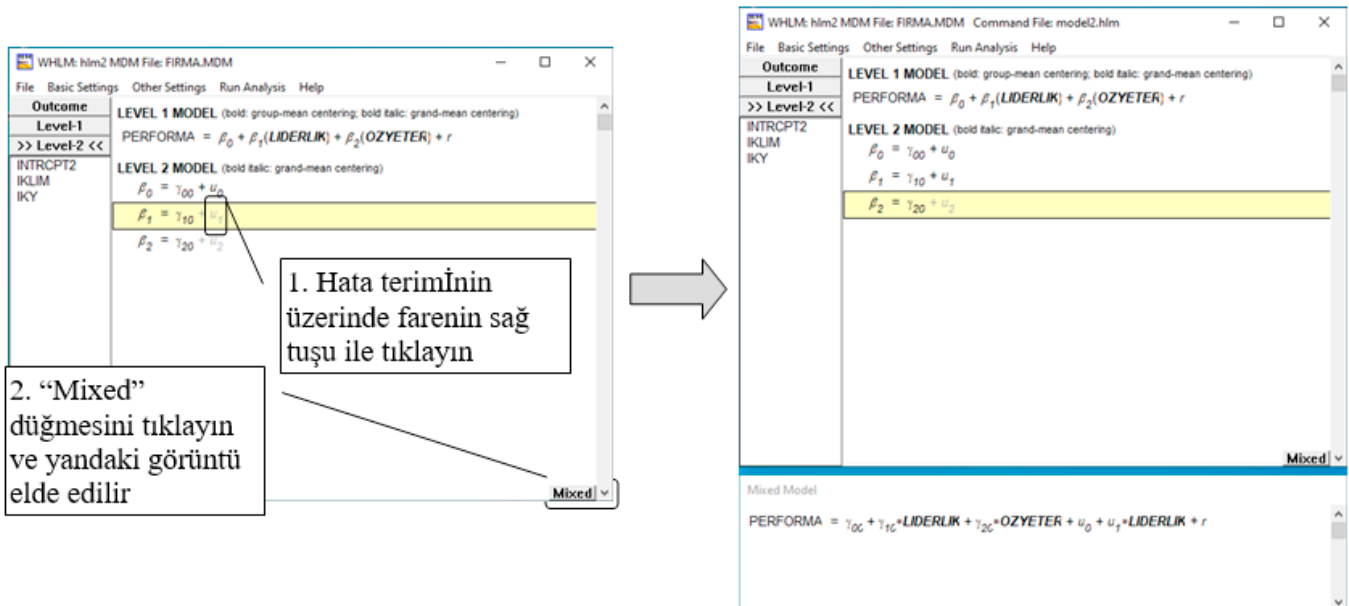
4.6.2.1. HLM'de Birinci düzey tesadüfi kesişim modeli oluşturma

HLM 7'deki tüm iki düzeyli modeller gibi bu model, Şekil 4.9'da gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde oluşturulur. Birinci düzey tesadüfi kesişim modeli oluşturma ve test etme için için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Şekil 4.16'da gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde, işgören düzeyinde (düzey 1) bağımlı değişken olarak işgören performansı (PERFORMA) sonuç değişkeni olarak belirlenmiştir. Birinci düzeyde (Level 1) bu modele iki yordayıcı değişken eklenmiştir. Önce, PERFORMA değişkeni sonuç değişkeni olarak belirlenir. Sonra, birinci düzeydeki değişkenleri ekleme için LIDERLIK değişkeni üzerine farelin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable group centered" seçilerek modelin denklemine eklenir. Benzer şekilde, OZYETER değişkeni üzerine farelin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable group centered" seçilerek modelin denklemine eklenir. İkinci düzeyde (Level 2) hata terimini dekleme eklemek için üzerine farelin sağ tuşu ile tıklanır ve aktif hale getirilir. HLM yazılımı Şekil 4.17'nun sağ tarafında gösterildiği üzere düzeylere ait denklemleri ve ayrıca "Mixed" düğmesine basıldıktan sonra da birleştirilmiş modele ait denklemini gösterir.

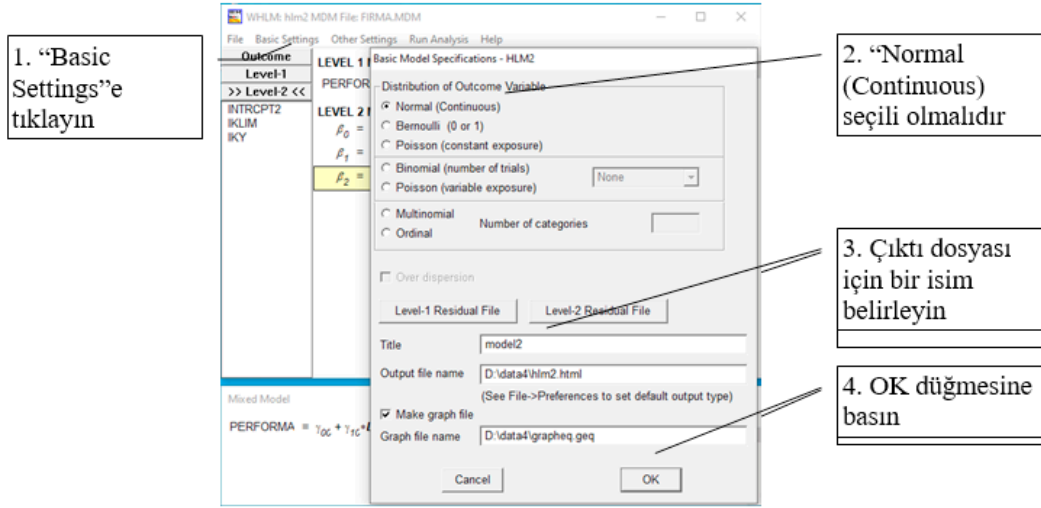


Şekil 4.16. HLM 7'de Tesadüfi Kesişim Modeli Oluşturma



Şekil 4.17. HLM 7'de Tesadüfi Kesişim Modeli Oluşturma

2. Modeli tahmin etmeden önce, ana menü çubuğundan temel ayarları (Basic Settings) seçerek, Şekil 4.18'de gösterilen pencereye ulaşılır ve sonuç değişkeninin dağılım türü (Distribution of Outcome Variable) belirlenir.

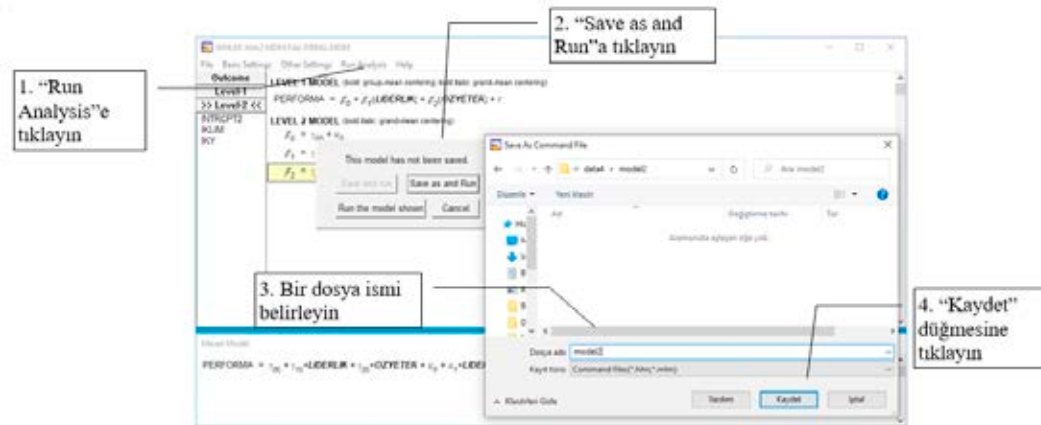


Şekil 4.18. Temel Model Ayarları

3. Boş modelde (null) olduğu şekliyle model tahmin ayarlarını ayarları muhafaza edilir (varsayılan ayar olarak kısıtlı maksimum olabilirlik tahminini (Restricted maximum likelihood) kullanıyoruz).

4. Benzer şekilde, çıktı ayarları boş modelde (null) olduğu şekliyle; diğer ayarları (Other Settings) seçip, ardından çıktı ayarları (Output Settings) seçerek belirlenir (varyans-kovaryans matrisleri yazdırmayı ve çıktıyı ana sonuçlarla sınırlamayı seçebiliriz).

5. Son olarak, boş modeli çalıştırmak için ana menü çubuğunda "Run Analysis"a tıklanır. Analize ait çıktı dosyası belirlediğimiz klasör konumuna yine belirlediğimiz isimle (örneğimizde model 2 şeklindedir) kaydedilir.



Şekil 4.19. HLM 7'de model dosyasının isimlendirilmesi ve çalıştırılması

4.6.2.2. Bulguların Yorumlanması

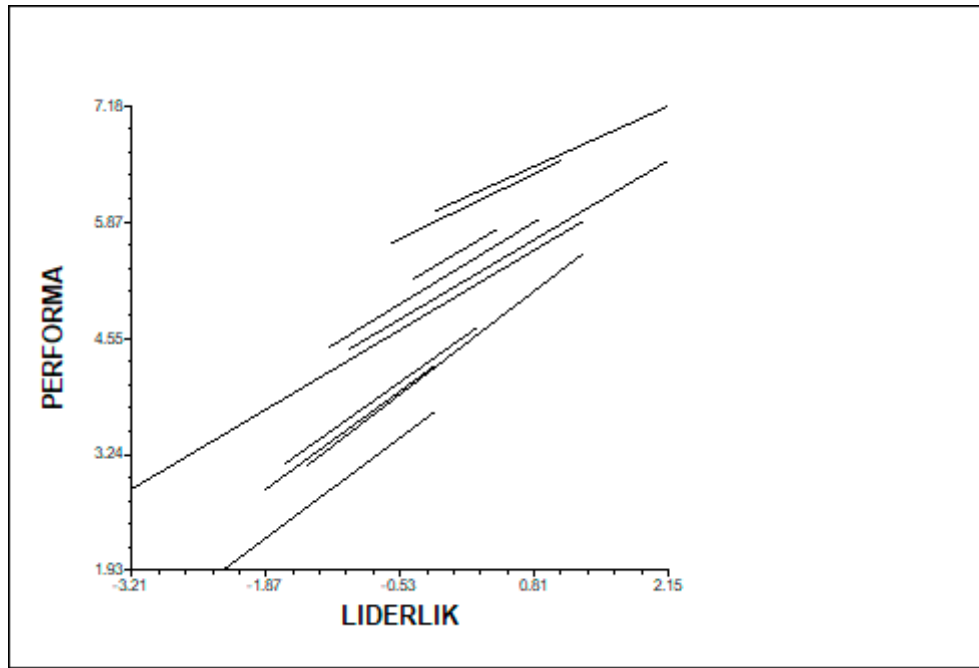
Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra HLM 7 yazılımı çıktı (output) sayfasını türetir (bakınız Şekil 4.20).

Final Results -

Random level-1 coefficient	Reliability estimate				
INTRCPT1, β_0	0.888				
LIDERLIK, β_1	0.247				
The value of the log-likelihood function at iteration 46 = -4.267445E+003					
Final estimation of fixed effects:					
Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. <i>df</i>	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_0	4.956728	0.040230	123.209	199	<0.001
For LIDERLIK slope, β_1					
INTRCPT2, γ_0	0.639523	0.019063	33.548	199	<0.001
For OZYETER slope, β_1					
INTRCPT2, γ_0	0.139226	0.009731	14.307	3200	<0.001
Final estimation of fixed effects (with robust standard errors)					
Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. <i>df</i>	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_0	4.956728	0.040130	123.518	199	<0.001
For LIDERLIK slope, β_1					
INTRCPT2, γ_0	0.639523	0.019737	32.402	199	<0.001
For OZYETER slope, β_1					
INTRCPT2, γ_0	0.139226	0.009853	14.131	3200	<0.001
Final estimation of variance components					
Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	<i>df</i>	χ^2	p-value
INTRCPT1, u_0	0.53630	0.28761	199	1876.20980	<0.001
LIDERLIK slope, u_1	0.13180	0.01737	199	277.81540	<0.001
level-1, r	0.73738	0.54373			
Statistics for current covariance components model					
Deviance = 8534.889259					
Number of estimated parameters = 4					

Şekil 4.20. Model 2 için HLM 7 çıktı dosyası

Tesadüfi katsayılar modeli, her firmanın ayrı bir eğime ve kesişmeye sahip olduğu gerçeğini yansıtmaktadır. Örneğimizde 10 adet firmaya ait algılanan liderlik ve işgören performansı ilişkisi için regresyon çizgilerini gösteren grafik Şekil 4.21'de yer almaktadır.



Şekil 4.21. On adet firma için liderlik-performans ilişkisi

Model 2 analizi sonucu elde edilen çıktı sayfasında güvenilirlik değerleri bulunur (bakınız Tablo 4.5). HLM’de kesişim güvenilirliği, söz konusu kesişimin firmalar arasında ortalama işgören performansında ne ölçüde ayırım yapabileceğini göstermektedir. Düşük güvenilirlik, hassasiyet eksikliği anlamına gelmemektedir.

Tablo 4.5. Güvenilirlik düzeyi

Random level-1 coefficient	Reliability estimate
INTRCPT ₁ , β_0	0.888
LIDERLIK, β_1	0.247

Tablo 4.6’da tesadüfi katsayılar modeline ait sabit etkiler sunulmaktadır. Daha önce de belirtildiği üzere, çıktı dosyasında sağlam ölçünlü hataları olan (with robust standard errors) sabit etkiler aynı tahminde bulunur ancak biraz farklı standart hataya sahiptir. Eğer araştırmacı bağımlı değişkenin dağılımını yanlış belirtmiş ise sağlam ölçünlü hataları olan (with robust standard errors) sabit etkiler tablosunu kullanması yerinde olur. Örneğimizde varsayılan olan normal bir dağılım belirtildiği için Tablo 4.6’da sunulan sabit etkiler kullanılmıştır. Tablo, standart regresyon denkleminde benzer bir şekilde yorumlanmaktadır. Birinci terim, β_0 , düzey-1 kesişimidir ve sadece tek bir terim, düzey-2 kesişim, γ_{00} içeren bir regresyon denklemi ile hesaplanır. Bu terimle ilişkili t oranı, kesişim noktasının sıfıra eşit olma olasılığını test eder (işgören performans ortalamasının sıfır olduğu hipotezini test etmek anlamına gelir). Tabloda tahmin edilen bir sonraki terim, β_1 , düzey-1 eğimidir; ortalama eğim olan γ_{10} terimi ile tahmin edilir ve kesişime benzer şekilde, t oranı bu değer için sıfır olma olasılığını test eder. Bu test teorik olarak ilginç bir testtir çünkü LIDERLIK ile bağımlı değişken arasındaki ilişkiyi inceler: eğer bu değer gerçekten sıfırsa, bu LIDERLIK ile işgörenlerin performans skorları arasında bir ilişki olmadığını gösterir. Tablodaki değerlere baktığımızda

eğim sıfırdan farklıdır (0.64) ve t oranı ise 33.54'dir. Benzer bulgu, OZYETER ile bağımlı değişken arasındaki ilişki için de geçerlidir. Tablodaki değerlere baktığımızda OZYETER eğimi (γ_{20}) sıfırdan farklıdır (0.14) ve t oranı ise 14.30'dir.

Kısaca, algılanan liderliğin ($\gamma_{10} = 0.64$, $t = 33.54$, $p < 0.001$) ve öz-yeterliliğin ($\gamma_{20} = 0.14$, $t = 14.30$, $p < 0.001$) işgören performansı üzerinde pozitif yönlü ve anlamlı etkisi vardır.

Tablo 4.6. Model 2'ye ait sabit etkiler (*Final estimation of fixed effects*):

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. d.f.	p-value
For INTRCPT ₁ , β_0					
INTRCPT ₂ , γ_{00}	4.956728	0.040230	123.209	199	<0.001
For LIDERLIK slope, β_1					
INTRCPT ₂ , γ_{10}	0.639523	0.019063	33.548	199	<0.001
For OZYETER slope, β_2					
INTRCPT ₂ , γ_{20}	0.139226	0.009731	14.307	3200	<0.001

Son varyans bileşkeleri Tablo 4.7'te yer almaktadır. Hata terimleri, örneğimizdeki firmaların her biri için farklı regresyon denklemlerine sahip olmanın gerekli olup olmadığını veya tüm hata terimlerini ortalamasını almanın yeterli olup olmadığını belirlemek için incelenir. Yani, firmalar arasında işgören performansında önemli bir değişkenlik yoksa veya firmalar arasında algılanan liderlik ve işgören performansı skorları arasında ilişki yoksa, eğimde herhangi bir değişkenlik yoksa, o zaman düzey-2 modeline bir hata terimi eklemeye gerek yoktur. Böyle bir durumda, hiyerarşik bir model gerekli olmayabilir, çünkü üst düzey birimler arasında düzey-1 değişkenlerinin yorumlanmasını potansiyel olarak etkileyebilecek herhangi bir önemli değişiklik yoktur. Bu hata terimleri her firmanın regresyon denklemini benzersiz kılan unsurdur; kesişim hatası terimi olmasaydı, her firmanın benzer kesişimi olurdu ve eğim hata terimi olmasaydı, her firmanın benzer bir eğimi olurdu. Tabloda, hem kesişimde hem de eğimde önemli bir değişkenlik olduğunu görmekteyiz, bu da modeldeki firmalar arasında değişkenlik olduğunu gösterir ve bu nedenle bu terimler düzey-1 katsayılarını tahmin etmek için önemlidir.

Grup ortalaması etrafında merkezleştirilmiş LIDERLIK için eğimin varyansına (u_1) ilişkin tahmin 0.01'dir ve $p < 0.001$ 'dir. Test istatistiksel olarak anlamlı olduğundan, firmalar arasında eğimde fark olmadığı şeklindeki hipotezi reddediyoruz.

Tablo 4.7. Varyans bileşkeleri tablosu (*Final estimation of variance components*)

Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	d.f.	χ^2	p-value
INTRCPT ₁ , u_0	0.53630	0.28761	199	1876.20980	<0.001
LIDERLIK slope, u_1	0.13180	0.01737	199	277.81540	<0.001
level-1,r	0.73738	0.54373			

Statistics for current covariance components model

Deviance = 8534.889259

Number of estimated parameters = 4

Artık varyans bileşeni (level-1, r), işgören performans skorunda firma içi varyasyon ile ilişkili varyanstır. Ancak bu bileşeni, işgören performansı kesişimi ve algılanan liderlik eğimi üzerinde ikinci düzey gruplama etkisini hesaba katmaz. Tesadüfi etkiler daha fazla açıkladıkça, bu artık varyans azalacaktır. Tablo 4.7'deki değerlere baktığımızda artık varyans 0.54'tür. Oysaki koşulsuz veya boş modelde (model 1) artık varyans değeri 0.91'dir. Düzey-1'de açıklanan varyans oranını şu formülle hesaplayabiliriz:

$$\begin{aligned} \text{Düzey 1 Açıklanan Varyans} &= [\sigma^2(\text{boş model}) - \sigma^2(\text{tesadüfi kesişim modeli})] / \sigma^2(\text{boş model}) \\ &= [0.91 - 0.54] / 0.91 = 0.40 \end{aligned}$$

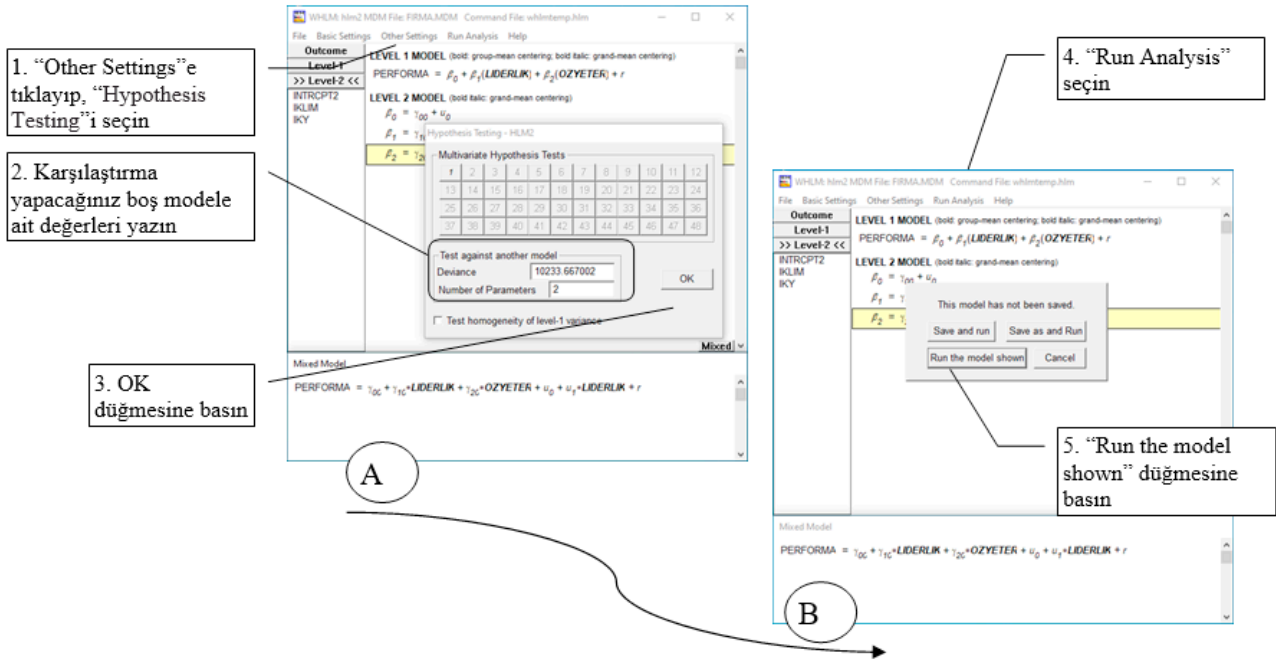
Bu, işgören düzeyinde yordayıcı kullanmanın firma içi varyansı %40 oranında azalttığını göstermektedir.

Model uyumundaki gelişmeyi değerlendirmenin bir başka yolu sapma testi (deviance test) veya olabilirlik oranı testini (the likelihood ratio test) hesaplamaktır. Sapma istatistiği, sonraki modele eklenen yordayıcıların modelin uyumunu iyileştirmediği hipotezini test etmek için kullanılır. Sıfır hipotezi, eklenen yordayıcıların katsayılarının 0 olmasıdır. Sapma istatistiği'ni kullanmak için bir modelin diğerinin içine yerleştirilmesi gerekir. Küçük sapma değerleri daha iyi olarak değerlendirilir. Bir modele daha fazla yordayıcı eklemek sapma değerini azaltırsa, bu olumlu bir durum olabilir. Sapma istatistiği kullanılarak yapılan hipotez testi, sapmadaki azalmanın önemli olup olmadığını belirlememize yardımcı olur. Büyük bir anlamlılık (p) değeri bize önemli olmadığını ve modelimizin eklenen yordayıcılar tarafından geliştirilmediğini söyler. Küçük bir anlamlılık (p) değeri bize kıyaslama yaptığımız esas veya boş (null) modeli reddetmemizi ve eklenen yordayıcıları korumamızı söyler. Sapma istatistiği dağılımı, serbestlik derecesinin (degree of freedom - df) sonraki modeldeki ekstra parametre sayısına eşit olan ki-karedir.

Örneğimizde bu test, birinci düzey bağımsız değişkenleri içeren tesadüfi kesişim modelinin, herhangi bir bağımsız değişken içermeyen sadece boş (null) modelden önemli ölçüde daha iyi olup olmadığının genel bir testi olarak kullanılabilir. Örneğimizde içeren tesadüfi kesişim modelinin sapma değeri $D_1 = 8534.88$ ve boş (null) modelin sapma değeri $D_0 = 10233.66$ 'dir. Testi gerçekleştirmek için boş (null) modelin sapmasını alır ve ondan tesadüfi kesişim modelin sapmasını çıkarırız. Bu fark, $D_0 - D_1 = 10233.66 - 8534.88 = 1698.78$ 'dir. Elde edilen bu fark daha sonra anlamlılık açısından ki-kare dağılımı ile karşılaştırılır. Bu karşılaştırmada kullanacağımız serbestlik derecesi ise kıyaslama yaptığımız iki modeldeki parametre sayıları arasındaki farktır. Örneğimizde tesadüfi kesişim modelinin parametre sayısı 4 ve boş (null) modelin parametre sayısı 2'dir. Sapma testini, modellerde sapma farkından elde ettiğimiz değeri (1729.05) ki-kare dağılımıyla ve 2 serbestlik derecesiyle karşılaştıracakız. Sapma farkı değerini, ki-kare dağılım tablosunda 2 serbestlik derecesiyle incelediğimizde, istatistiksel olarak anlamlı olduğunu görüyoruz.

Bununla birlikte, HLM 7 yazılımında sapma testini şu komutlarla yapabiliriz.

Ana menü çubuğundan diğer ayarları (Other Settings) seçip, ardından Şekil 4.22'de gösterilen pencereyi elde etmek için hipotez testi (Hypothesis Testing) seçilir. Açılan pencerede, karşılaştırma yapacağımız boş (null) modelin sapma değeri ve parametre sayısı yazılır.



Şekil 4.22. HLM 7'de hipotez testi

Variance-Covariance components test

χ^2 statistic = 1729.05800
 Degrees of freedom = 2
 p-value = <0.001

Şekil 4.23 Sapma Testi İstatistiği

Şekil 4.23 sapma testi sonuçlarını göstermektedir. Bu sonuçlara göre, tesadüfi kesişim modelinin sapma değeri ile boş (null) modelin sapma değeri arasındaki farkın 0.001 seviyesinden daha iyi anlamlı olduğu görülmektedir. Başka bir ifadeyle, tesadüfi kesişim modelinde eklediğimiz bağımsız değişkenlerin kontrol edilmesi durumunda bile, firmalar arasındaki fark kuvvetli bir oranda anlamlıdır. Kısaca, boş (null) modele kıyasla, sapma testi tesadüfi kesişim modelinin açıklama gücünde (explanatory power) istatistiksel olarak anlamlı bir ilerleme sağlamıştır ($\chi^2 = 1729.05$, $df = 2$, $p < 0.001$).

İkinci araştırma sorusu işgörenlerin algısıyla liderliğin ve işgörenlerin öz-yeterliliğin iş performansı üzerindeki etkisiyle ilgiliydi. Elde ettiğimiz bulgular algılanan liderliğin ($\gamma_{10} = 0.64$, $t = 33.54$, $p < 0.001$) ve öz-yeterliliğin ($\gamma_{20} = 0.14$, $t = 14.30$, $p < 0.001$) işgören performansı üzerinde pozitif yönlü ve anlamlı bir şekilde etkilediğini göstermektedir. Ayrıca, birinci düzeyde yordayıcıların modele eklenmesiyle firma içi varyansın %40 oranında azalttığını göstermektedir. Boş (null) modele kıyasla, sapma testi tesadüfi kesişim modelinin açıklama gücünde (explanatory power) istatistiksel olarak anlamlı bir ilerleme sağlamıştır ($\chi^2 = 1729.05$, $df = 2$, $p < 0.001$).

4.6.3. Üçüncü adım: İkinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Random Intercept Model with Level 2 Predictors)

Ortalamaların sonuç olduğu model (Means as outcomes model) olarak da bilinen ikinci düzey tesadüfi kesişim modeli (Random Intercept Model with Level 2 Predictors) sadece bir veya birden fazla düzey-2 değişkenin olduğu modeldir. Bu model, düzey-2 değişkeninin bir fonksiyonu olarak bireysel veya grup ortalamalarında meydana gelen varyasyonu açıklamaya çalışır. Örneğimizde bu model ikinci düzeydeki (firma) insan kaynakları uygulamalarının (IKY) ve örgüt ikliminin (IKLİM) işgören performansı (PERFORMA) skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkilerini kapsamaktadır. Bu model için j firmasındaki her bir i işgöreni için insan kaynakları uygulamalarının ve örgüt ikliminin işgören performansı üzerindeki etkisi şu şekilde formüle edilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (4.9)$$

4.9'da yer alan denklem birinci (işgören) düzeyde, hiçbir değişken içermez. Bu denklemde β_{0j} , j firmasının regresyon kesişimidir, yani işgören performansı üzerindeki firma ortalamasıdır. r_{ij} ise j firmasında i işgörenin performans skorunun firma ortalamasından farkıdır.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{IKY}) + \gamma_{02}(\text{IKLİM}) + u_{0j} \quad (4.10)$$

4.10'da yer alan denklemde ikinci düzeye yani firma düzeyine ait iki değişken yer almaktadır. γ_{00} genel ortalama, yani tüm firmalar için işgören performansının genel ortalama puanıdır. γ_{01} , insan kaynakları uygulamalarının işgören performansının firma ortalaması üzerindeki farklılaştırıcı etkisidir. Benzer şekilde, γ_{02} , örgüt ikliminin işgören performansının firma ortalaması üzerindeki farklılaştırıcı etkisidir. u_{0j} ise j firmasına ait ortalama performans skorunun genel ortalamadan farkıdır.

Düzen-1 ve düzen-2 için oluşturulan denklemlerin birleştirilmiş hali şu şekildedir.

$$\text{PERFORMA}_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{IKY})_{ij} + \gamma_{02}(\text{IKLİM})_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \quad (4.11)$$

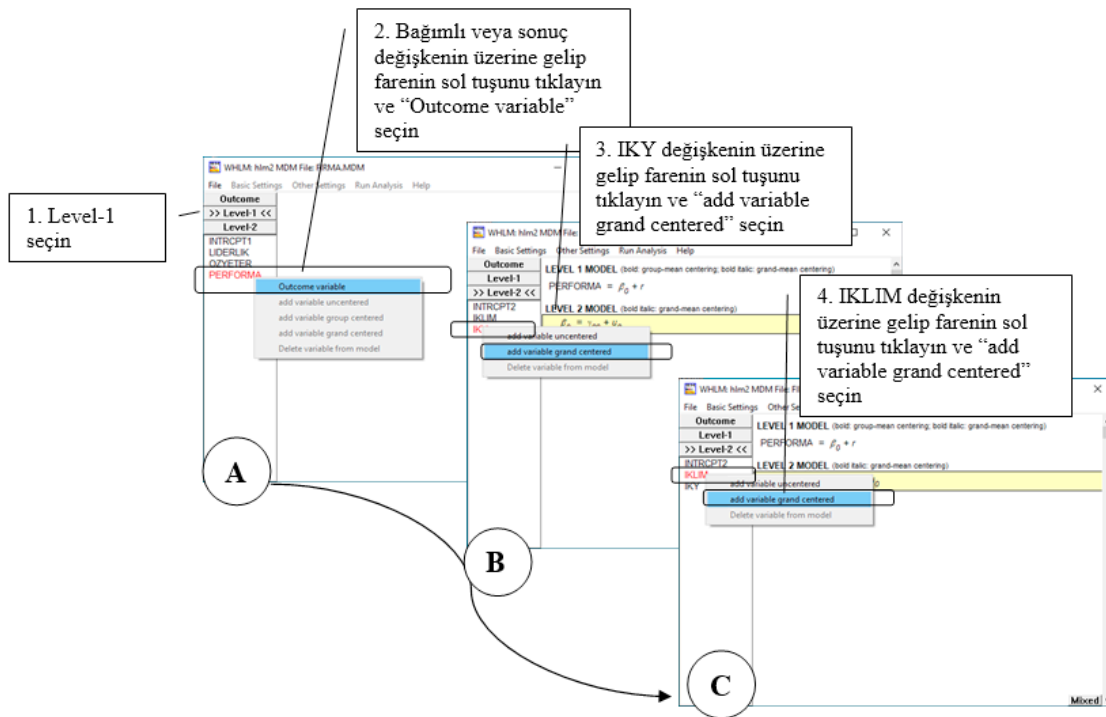
4.6.3.1. HLM'de ikinci düzey tesadüfi kesişim modeli oluşturma

HLM 7'deki tüm iki düzeyli modeller gibi bu model, Şekil 4.9'da gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde oluşturulur. İkinci düzey tesadüfi kesişim modeli oluşturma ve test etme için için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

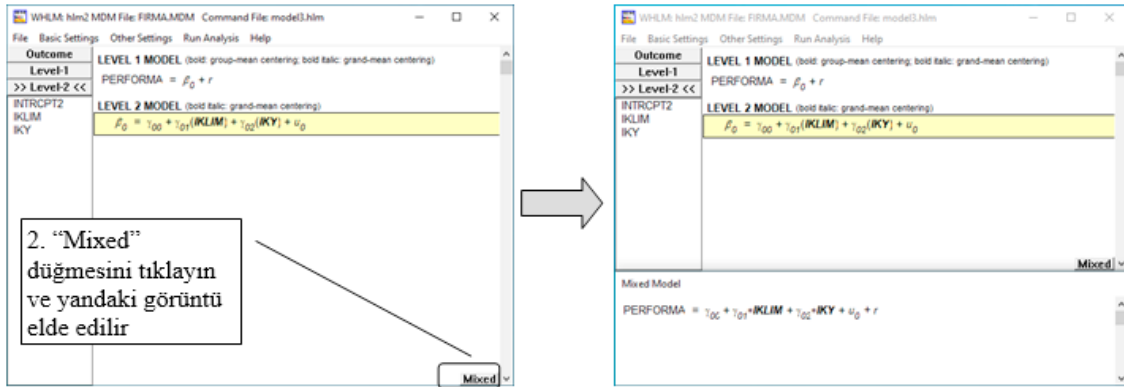
1. Şekil 4.24'de gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde, işgören düzeyinde (düzen 1) bağımlı değişken olarak işgören performansı (PERFORMA) sonuç değişkeni olarak belirlenmiştir. İkinci düzeyde (Level 2) bu modele iki yordayıcı değişken eklenmiştir. İkinci düzeydeki değişkenleri ekleme için IKY değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable grand centered" seçilerek modelin denklemine eklenir. Benzer şekilde, IKLİM değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable grand centered" seçilerek modelin denklemine eklenir.

İkinci düzeydeki bağımsız değişkenler için merkezileştirme işlemi, birinci düzey bağımsız değişkenleri kadar önem arz etmediğini hatırlatmak gerekir. İkinci düzeydeki bağımsız değişkenler için merkezileştirme işlemi, başka bağımsız değişkenlerin etkisini kontrol etmek istediğimizde önemli hale gelir. Birinci düzey ve ikinci düzey bağımsız değişkenleri ayrı ayrı ele aldığımızda merkezileştirme regresyon katsayısını değiştirmez; ancak, kesişim değerini değiştirir. İkinci düzeydeki bağımsız değişkenler merkezileştirildiğinde, ikinci düzeydeki kesişim sonuç değişkenin genel ortalamasına (grand mean) denk olur. İkinci düzeydeki bağımsız değişken merkezileştirilmediğinde, bu bağımsız değişkenin 0 değeri aldığı anda ikinci düzeydeki kesişim sonuç değişkenin ortalamasına denk olur (Woltman vd., 2012).

Bu nedenle, örneğimizde modele eklenen ikinci düzeydeki değişkenler olan İKY'nin ve İKLİM'in 0 değeri alması pek anlam ifade etmediğinden genel ortalama etrafında merkezileştirme (grand centered) seçeneğiyle işleme alınmıştır. Kısaca, kesişimden ziyade eğitim ile ilgileniyorsak, ikinci düzeyde merkezileştirme önem arz etmemektedir. HLM yazılımı Şekil 4.25'in sağ tarafında gösterildiği üzere düzeylere ait denklemleri ve ayrıca "Mixed" düğmesine basıldıktan sonra da birleştirilmiş modele ait denklemleri gösterir.

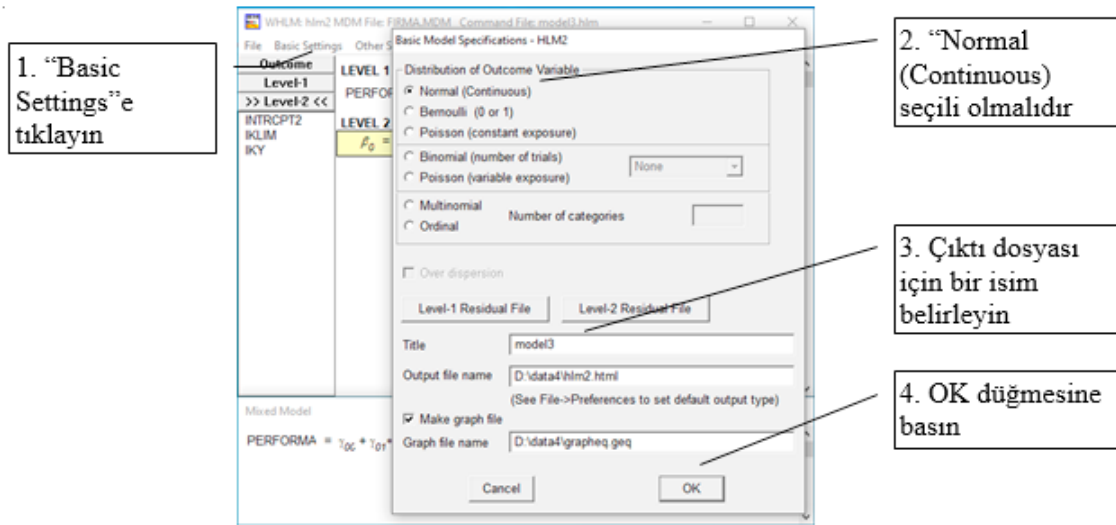


Şekil 4.24. HLM 7'de İkinci Düzey Tesadüfi Kesişim Modeli Oluşturma



Şekil 4.25. HLM 7'de İkinci Düzey Tesadüfi Kesişim Modeli Oluşturma

2. Modeli tahmin etmeden önce, ana menü çubuğundan temel ayarları (Basic Settings) seçerek, Şekil 4.26'da gösterilen Run pencereye ulaşılır ve sonuç değişkeninin dağılım türü (Distribution of Outcome Variable) belirlenir.

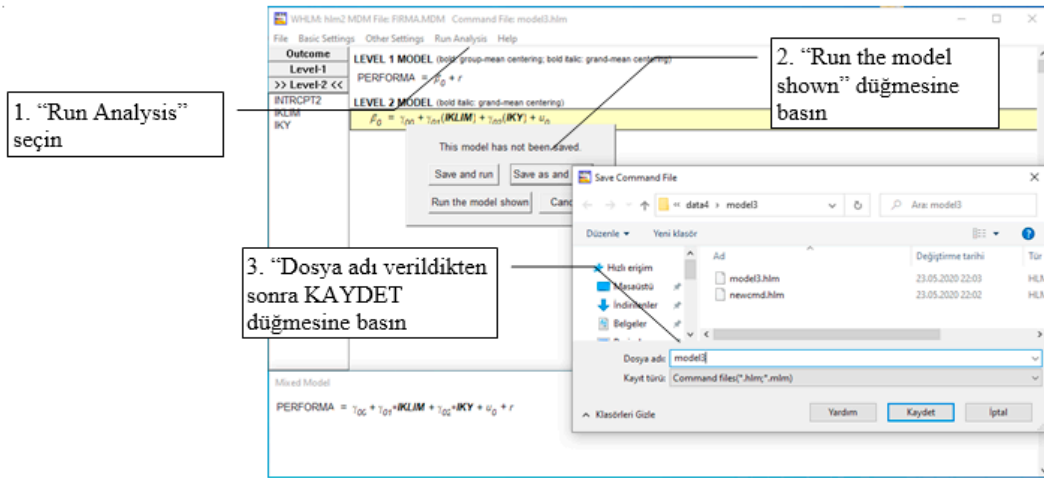


Şekil 4.26. Temel Model Ayarları

3. Boş modelde (null) olduğu şekliyle model tahmin ayarlarını ayarları muhafaza edilir (varsayılan ayar olarak kısıtlı maksimum olabilirlik tahminini (Restricted maximum likelihood) kullanıyoruz).

4. Benzer şekilde, çıktı ayarları boş modelde (null) olduğu şekliyle; diğer ayarları (Other Settings) seçip, ardından çıktı ayarları (Output Settings) seçerek belirlenir (varyans-kovaryans matrisleri yazdırmayı ve çıktıyı ana sonuçlarla sınırlamayı seçebiliriz).

5. Son olarak, modeli çalıştırmak için ana menü çubuğunda "Run Analysis"a tıklanır (Şekil 4.27). Analize ait çıktı dosyası belirlediğimiz klasör konumuna yine belirlediğimiz isimle (örneğimizde model 3 şeklindedir) kaydedilir.



Şekil 4.27. HLM 7'de model çalıştırma

4.6.3.2. Bulguların Yorumlanması

Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra HLM 7 yazılımı çıktı (output) sayfasını üretir (bakınız Şekil 4.28).

Final Results

Random level-1 coefficient	Reliability estimate
INTRCPT1, β_0	0.649

The value of the log-likelihood function at iteration 6 = -5.051479E+003

Final estimation of fixed effects:

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. df.	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_{00}	4.956633	0.028532	173.721	197	<0.001
IKLIM, γ_{01}	-0.041582	0.027153	-1.531	197	0.127
IKY, γ_{02}	0.548154	0.049473	11.080	197	<0.001

Final estimation of fixed effects (with robust standard errors)

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. df.	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_{00}	4.956633	0.028236	175.542	197	<0.001
IKLIM, γ_{01}	-0.041582	0.024118	-1.724	197	0.086
IKY, γ_{02}	0.548154	0.048162	11.381	197	<0.001

Final estimation of variance components

Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	df.	χ^2	p-value
INTRCPT1, u_0	0.32472	0.10544	197	609.52759	<0.001
level-1, r	0.95306	0.90832			

Statistics for current covariance components model

Deviance = 10102.957887
Number of estimated parameters = 2

Şekil 4.28. Model 3 için HLM 7 çıktı dosyası

İkinci düzey tesadüfi kesişim modeli analizi sonucu elde edilen çıktı sayfasında güvenilirlik değeri bulunur. Tablo 4.8'de yer alan bu değer bu model için aslında koşullu bir güvenilirliği göstermektedir. Başka bir ifadeyle, IKY ve IKLIM değerlerinde aynı olan firmaları birbirinden ayırt etmede bir güvenilirlik ölçüsüdür (Raudenbush & Bryk, 2001). Görüldüğü üzere, artıkların güvenilirlik düzeyi 0.64'dür ve değer düzey-2 birimlerin ortalama güvenilirliğinden düşüktür.

Tablo 4.8. Güvenilirlik düzeyi

Random level-1 coefficient	Reliability estimate
INTRCPT1, β_0	0.649

Tablo 4.9'da tesadüfi katsayılar modeline ait sabit etkiler sunulmaktadır. Kesişimdeki farklılıklar, sonuç değişkeninde bağımsız değişkenlerden tahmin edilebilecek ortalama farkları temsil eder. Aslında, sadece kesişimin düzey-2 değişkenlerden tahmin edildiği modeller, kesişimlerin sonuç olduğu modeller (Intercept-as-Outcome Models) olarak da bilinir, çünkü kesişimdeki bir fark, bağımsız değişkenlerden tahmin edilebilen bağımlı değişkende ortalamalar arasındaki bir farkı temsil eder (Department of Statistics and Data Sciences, 2012). Tablo 4.9'daki bulgulara baktığımızda, İKY ile işgören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir ($\gamma_{02} = 0.54$, $t = 11.08$, $p < 0.001$). Ancak, İKLİM ile işgören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki yoktur ($\gamma_{01} = -0.04$, $t = -1.53$, $p = 0.127$). T oranı, firmalar arasında kesişimlerin (ortalama işgören performansı skoru) eşit olduğu testini temsil eder. Tablodaki bulguları incelerken, İKY için önemli bir p değeri olduğu görülmektedir, bu da firmalar arasında kesişimlerin farklı olduğunu gösterir. Bu, kesişimlerin veya ortalamaların eşit olduğu bir testi temsil eder. Ancak, İKLİM için bu söylediklerimiz geçerli değildir.

Tablo 4.9. Model 3'ye ait sabit etkiler (Final estimation of fixed effects):

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. d.f.	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_{00}	4.956633	0.028532	173.721	197	<0.001
İKLİM, γ_{01}	-0.041582	0.027153	-1.531	197	0.127
İKY, γ_{02}	0.548154	0.049473	11.080	197	<0.001

Son varyans bileşikleri Tablo 4.10'da yer almaktadır. Ki-kare değeri 609.52'dir ve p değeri 0.001'den küçüktür, bu da eğimi tahmin etmek için kullanılan düzey-2 denklemi için hata teriminin sıfırdan önemli ölçüde farklı olduğunu gösterir. Bu bulgu, ikinci düzeyde yer alan birimler (yani firmalar) arasında işgören performansı ortalaması için önemli farklılıklar olduğunu gösterir.

Tablo 4.10. Varyans bileşikleri tablosu (Final estimation of variance components)

Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	d.f.	χ^2	p-value
INTRCPT1, u_0	0.32472	0.10544	197	609.52759	<0.001
level-1, r	0.95306	0.90832			

Statistics for current covariance components model

Deviance = 10102.957887

Number of estimated parameters = 2

Etki büyüklüğü (effect size) ölçüsü olarak sonuç değişkeni üzerinde ikinci düzey değişkenlerce açıklanan varyansı şu formülle hesaplayabiliriz:

$$\begin{aligned} \text{Düzyen-2 Açıklanan Varyans} &= [\tau_{00}(\text{boş model}) - \tau_{00}(\text{tesadüfi kesişim modeli})] / \tau_{00}(\text{boş model}) \\ &= [0.25 - 0.10] / 0.25 = 0.60 \end{aligned}$$

Firmalar arasındaki değişimi temsil eden varyans bileşeni büyük ölçüde azalmaktadır (0.25'ten 0.10'a). Bu, düzey-2 değişkenlerin ortalama işgören performansında firmadan firmaya değişimin büyük bir bölümünü açıkladığını gösterir. Tablo 4.9'deki değerlere baktığımızda kesişim varyansı 0.10'dur. Oysaki

koşulsuz veya boş modelde (model 1) kesişim varyans değeri 0.25'dir. Bu değerleri denkleme soktuktan sonra elde edilen 0.60 değeri, işgören performansı skorunun ortalamasındaki varyansın %60'ı insan kaynakları uygulamaları (IKY) ve örgüt iklimi (IKLİM) değişkenleri tarafından açıklandığını göstermektedir.

Üçüncü araştırma sorusu, firma düzeyinde insan kaynakları uygulamaların ve örgüt ikliminin işgörenlerin performansı üzerindeki etkisiyle ilgiliydi. Elde ettiğimiz bulgular, insan kaynakları uygulamaları ile işgören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu ($\gamma_{02} = 0.54$, $t = 11.08$, $p < 0.001$), ancak, örgüt iklimi ile işgören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmadığını ($\gamma_{01} = -0.04$, $t = -1.53$, $p = 0.127$) göstermektedir. Ayrıca, işgören performansı skorunun ortalamasındaki varyansın %60'ı insan kaynakları uygulamaları ve örgüt iklimi değişkenleri tarafından açıklandığını göstermektedir.

4.6.4. Dördüncü adım: Tesadüfi kesişim ANCOVA modeli (Random Intercept and Slope Model with Level 1 and Level 2 Predictors)

Ortalamaların sonuç olduğu ANCOVA modeli (Means as outcomes ANCOVA model) olarak da bilinen bu model hem düzey-1 hemde düzey-2'de değişkenlerin eklendiği bir modeldir. Örneğimizde bu model birinci düzeydeki (işgören) algılanan liderlik (LİDERLİK) ve öz-yeterlilik (OZYETER) değişkenleri birlikte ikinci düzeydeki (firma) insan kaynakları uygulamalarının (IKY) ve örgüt ikliminin (IKLİM) işgören performansı skoru üzerindeki sabit (fixed) ve tesadüfi (random) etkilerini kapsamaktadır. Bu model için j firmasındaki her bir i işgöreni için birinci ve ikinci düzey değişkenlerin üzerindeki sonuç üzerindeki etkisi şu şekilde formüle edilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1(\text{LİDERLİK})_{ij} + \beta_2(\text{OZYETER})_{ij} + r_{ij} \quad (4.12)$$

Birinci (işgören) düzeyde, grup içi LİDERLİK ve OZYETER değişkenleri PERFORMA ile ilişkilidir. Firma, düzey-2'yi tanımlayan gruplama değişkeni olmaya devam etmektedir, bu da, örnekte firma sayısı kadar çok sayıda düzey-1 regresyonun yürütüldüğü anlamına gelir ve düzey eğimlerin ve kesişmelerin değişkenliğinin bir tahminini verir.

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{IKLİM}) + \gamma_{02}(\text{IKY}) + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + u_{1j} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20} \end{aligned} \quad (4.11)$$

Düzen-1'deki kesişim, gruplama etkisi olan firmanın ve ikinci düzeydeki (firma) insan kaynakları uygulamalarının (IKY) ve örgüt ikliminin (IKLİM) tesadüfi bir etkisi olarak tahmin edilmektedir. Algılanan liderliğin (LİDERLİK) düzey 1'deki eğimi, firmanın tesadüfi bir etkisi olarak tahmin edilmektedir. Bu model, sonuç değişkeni olan işgören performansı için ortalamasının (kesişim) ikinci düzey değişkenlerin tesadüfi bir etkisi olduğu önerisini test ediyor. Bu modelde, özyeterliliğin (OZYETER) eğimi tesadüfi bir etki olarak öngörülmemektedir.

Düzye 1 düzey 2 için oluşturulan denklemlerin birleştirilmiş hali şu şekildedir.

$$\begin{aligned} \text{PERFORMA}_{ij} = & \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{IKY})_{ij} + \gamma_{02} (\text{IKLİM})_{ij} + \gamma_{10} (\text{LİDERLİK})_{ij} + \\ & \gamma_{20} (\text{OZYETER})_{ij} + u_{1j} (\text{LİDERLİK})_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \end{aligned} \quad (4.13)$$

4.6.4.1. HLM'de ikinci düzey tesadüfî kesişim ANCOVA modeli oluşturma

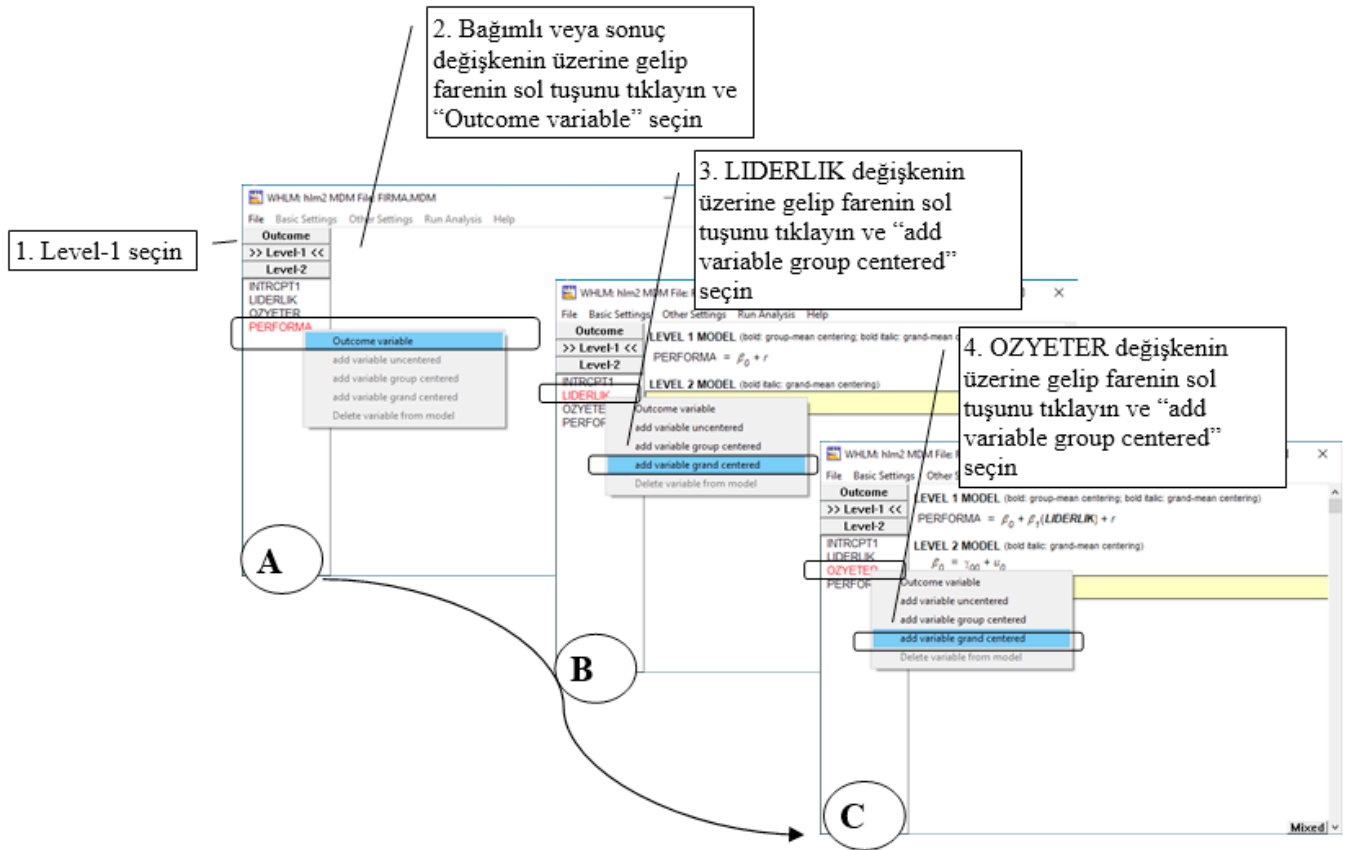
HLM 7'deki tüm iki düzeyli modeller gibi bu model, Şekil 4.9'da gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde oluşturulur. İkinci düzey tesadüfî kesişim ANCOVA modeli oluşturma ve test etme için için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Şekil 4.29'da gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde, işgören düzeyinde (düzey-1) bağımlı değişken olarak işgören performansı (PERFORMA) sonuç değişkeni olarak belirlenmiştir.

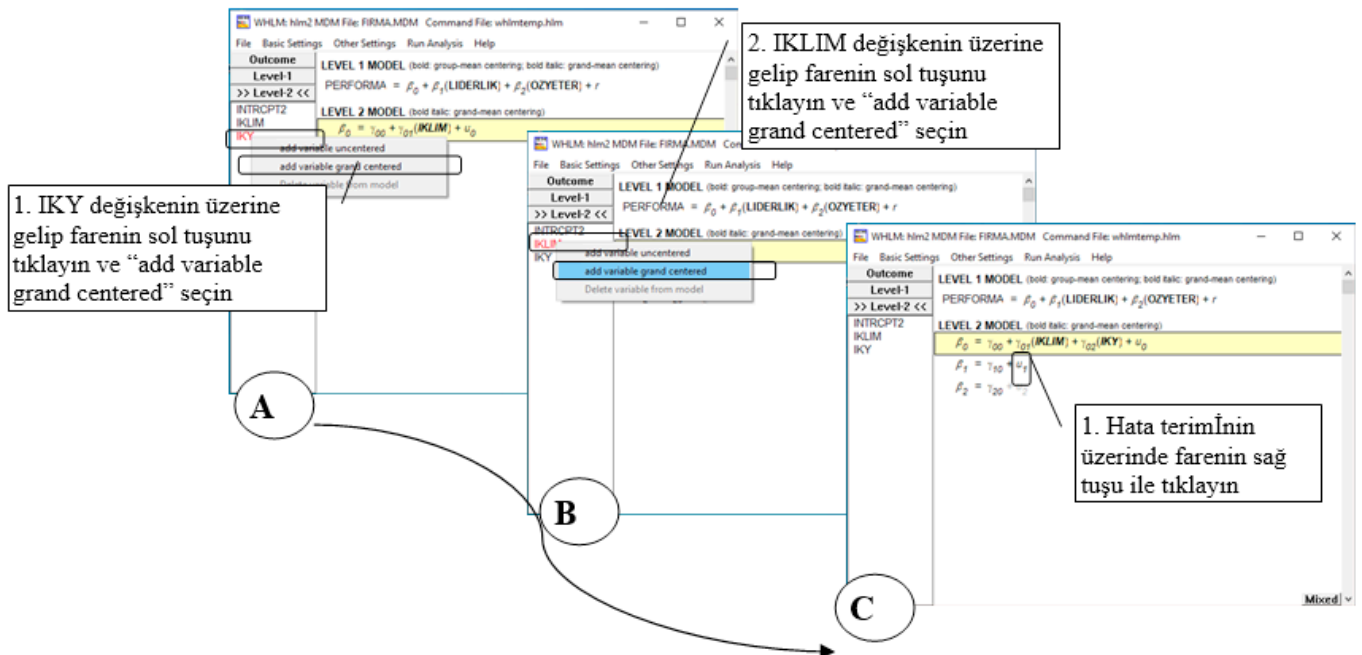
Birinci düzeyde (Level 1) bu modele iki yordayıcı değişken eklenmiştir. Sonra, birinci düzeydeki değişkenleri ekleme için LİDERLİK değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable group centered" seçilerek modelin denklemine eklenir. Benzer şekilde, OZYETER değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable group centered" seçilerek modelin denklemine eklenir.

İkinci düzeyde (Level 2) bu modele iki yordayıcı değişken eklenmiştir. İkinci düzeydeki değişkenleri ekleme için İKY değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable grand centered" seçilerek modelin denklemine eklenir. Benzer şekilde, İKLİM değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable grand centered" seçilerek modelin denklemine eklenir. İkinci düzeyde (Level 2) hata terimini dekleme eklemek için üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve aktif hale getirilir (Şekil 4.30).

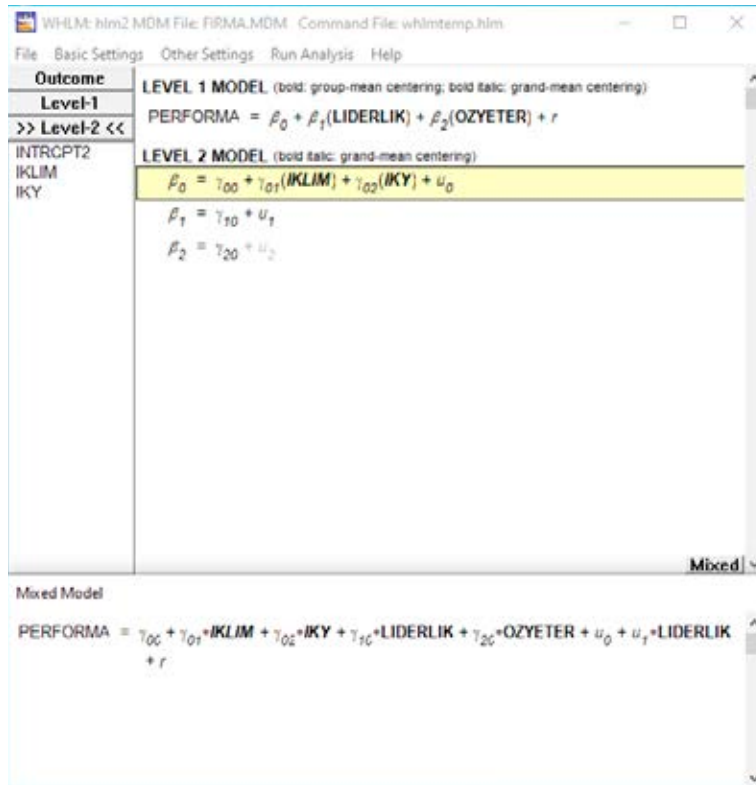
HLM yazılımı Şekil 4.31'de gösterildiği üzere düzeylere ait denklemleri ve ayrıca "Mixed" düğmesine basıldıktan sonra da birleştirilmiş modele ait denklemini gösterir.



Şekil 4.29. HLM 7'de İkinci Düzey Tesadüfi Kesişim ANCOVA Modeli Oluşturma

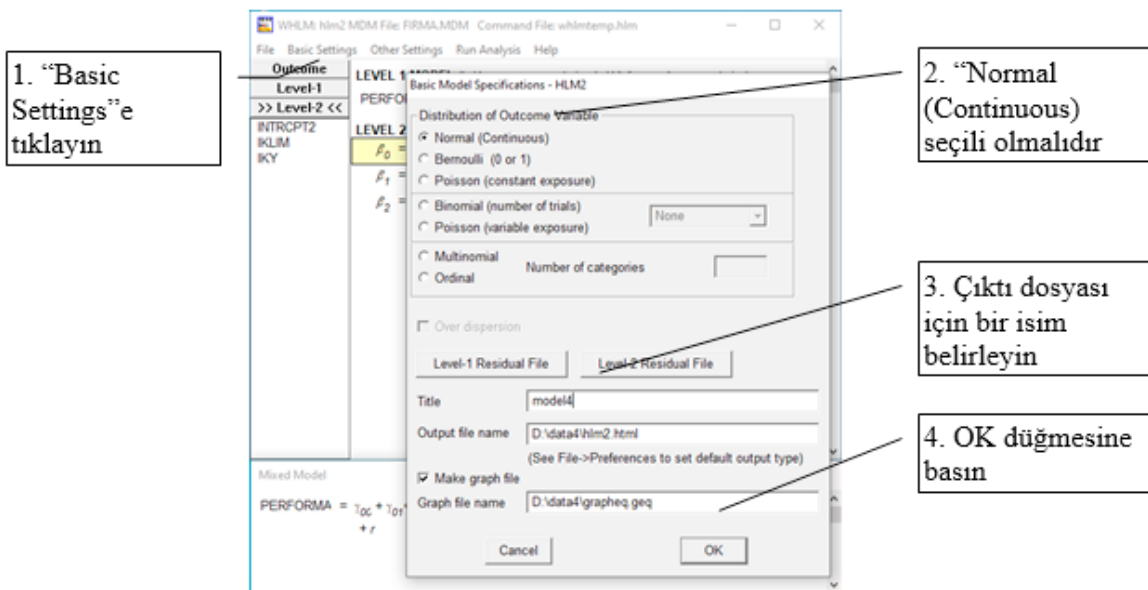


Şekil 4.30. HLM 7'de İkinci Düzey Tesadüfi Kesişim ANCOVA Modeli Oluşturma



Şekil 4.31. HLM 7'de İkinci Düzey Tesadüfî Kesişim ANCOVA Modeli

2. Modeli tahmin etmeden önce, ana menü çubuğundan temel ayarları (Basic Settings) seçerek, Şekil 4.32'de gösterilen pencereye ulaşılır ve sonuç değişkeninin dağılım türü (Distribution of Outcome Variable) belirlenir.

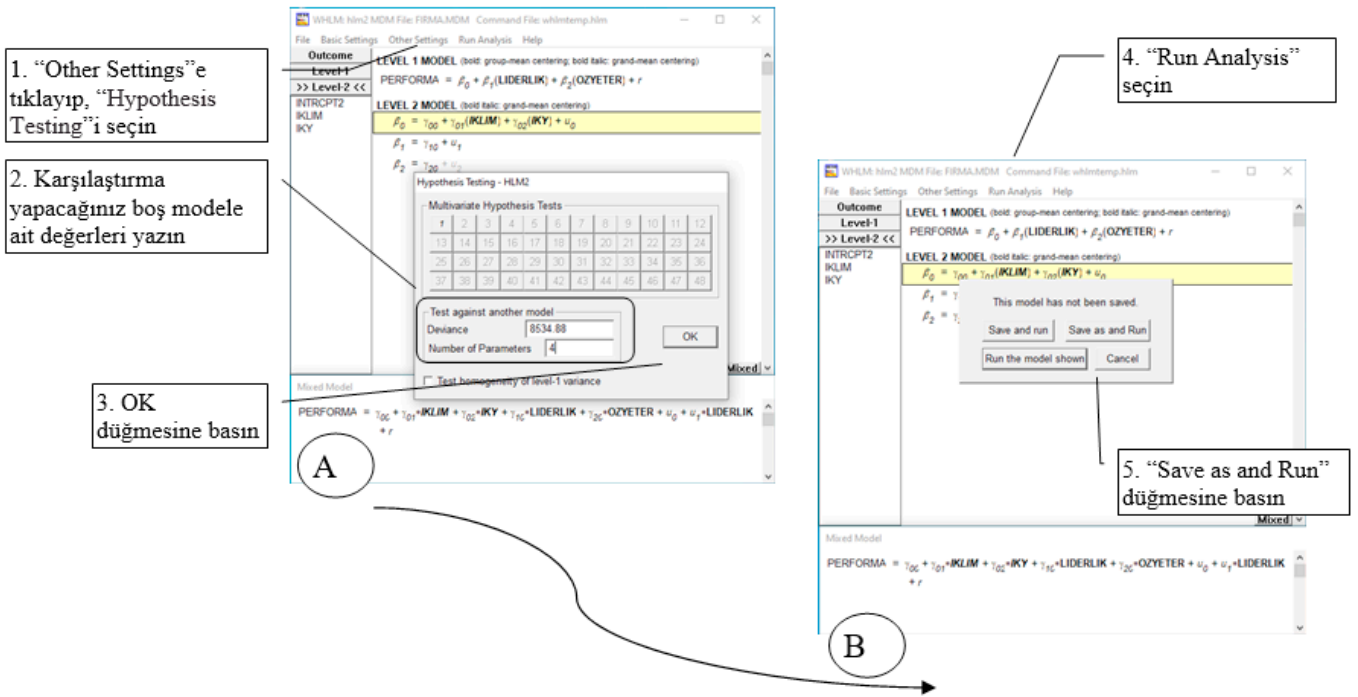


Şekil 4.32. Temel Model Ayarları

3. Boş modelde (null) olduğu şekliyle model tahmin ayarlarını ayarları muhafaza edilir (varsayılan ayar olarak kısıtlı maksimum olabilirlik tahminini (Restricted maximum likelihood) kullanıyoruz).

4. Benzer şekilde, çıktı ayarları boş modelde (null) olduğu şekliyle; diğer ayarları (Other Settings) seçip, ardından çıktı ayarları (Output Settings) seçerek belirlenir (varyans-kovaryans matrisleri yazdırmayı ve çıktıyı ana sonuçlarla sınırlamayı seçebiliriz).

5. Ayrıca, birinci ve ikinci düzey bağımsız değişkenleri içeren bu modelimizi, sadece birinci düzeyde bağımsız değişkenleri içeren birinci düzey tesadüfi kesişim modelinden (model 2) önemli ölçüde daha iyi olup olmadığının incelenmesi için sapma testini uygulayabiliriz. Tesadüfi kesişim modelinin (model 2) sapma değeri $D = 8534.88$ ve parametre sayısı 4'tür. Ana menü çubuğundan diğer ayarları (Other Settings) seçip, ardından Şekil 4.33'de gösterilen pencereyi elde etmek için hipotez testi (Hypothesis Testing) seçilir. Açılan pencerede, karşılaştırma yapacağımız modelin sapma değeri ve parametre sayısı yazılır.



Şekil 4.33. HLM 7'de hipotez testi

6. Son olarak, boş modeli çalıştırmak için ana menü çubuğunda "Run Analysis"a tıklanır. Analize ait çıktı dosyası belirlediğimiz klasör konumuna yine belirlediğimiz isimle (örneğimizde model 4 şeklindedir) kaydedilir.

4.6.4.2. Bulguların Yorumlanması

Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra HLM 7 yazılımı çıktı (output) sayfasını üretir (bakınız Şekil 4.34).

Final Results

Random level-1 coefficient	Reliability estimate
INTRCPT1, β_0	0.785
LIDERLIK, β_1	0.263

The value of the log-likelihood function at iteration 21 = -4.201031E+003

Final estimation of fixed effects:

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. df.	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_0	4.952231	0.028588	173.227	197	<0.001
IKLIM, γ_{01}	-0.030230	0.025987	-1.163	197	0.246
IKY, γ_{02}	0.539198	0.046861	11.506	197	<0.001
For LIDERLIK slope, β_1					
INTRCPT2, γ_0	0.640088	0.019316	33.138	199	<0.001
For OZYETER slope, β_2					
INTRCPT2, γ_0	0.139187	0.009723	14.315	3200	<0.001

Final estimation of fixed effects: (with robust standard errors)

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. df.	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_0	4.952231	0.028413	174.296	197	<0.001
IKLIM, γ_{01}	-0.030230	0.023239	-1.301	197	0.195
IKY, γ_{02}	0.539198	0.051543	10.461	197	<0.001
For LIDERLIK slope, β_1					
INTRCPT2, γ_0	0.640088	0.019929	32.119	199	<0.001
For OZYETER slope, β_2					
INTRCPT2, γ_0	0.139187	0.009891	14.072	3200	<0.001

Final estimation of variance components

Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	df	χ^2	p-value
INTRCPT1, u_0	0.35819	0.12830	197	1024.32434	<0.001
LIDERLIK slope, u_1	0.13757	0.01893	199	278.87318	<0.001
level-1, r	0.73603	0.54174			

Statistics for current covariance components model

Deviance = 8402.062296
Number of estimated parameters = 4

Şekil 4.34. Model 4 için HLM 7 çıktı dosyası

Model 4 analizi sonucu elde edilen çıktı sayfasında güvenilirlik değerleri bulunur. HLM'de kesişim güvenilirliği, söz konusu kesişimin firmalar arasında ortalama işgören performansında ne ölçüde ayırım yapabileceğini göstermektedir. Düşük güvenilirlik, hassasiyet eksikliği anlamına gelmemektedir.

Tablo 4.11. Güvenilirlik düzeyi

Random level-1 coefficient	Reliability estimate
INTRCPT1, β_0	0.785
LIDERLIK, β_1	0.263

Tablo 4.12’de tesadüfi katsayılar modeline ait sabit etkiler sunulmaktadır. HLM yazılımı, biri sağlam ölçünlü hataları olan (with robust standard errors) sabit etkiler ve diğeri normal standart hatalara sahip sabit etkiler olmak üzere iki sabit etkiler tablosu yazdırır. Bağımlı değişkenin dağılımının yanlış tanımlanması durumunda sağlam ölçünlü hataları olan (with robust standard errors) sabit etkiler tavsiye edilir. Biz bu örneğimizde normal standart hatalara sahip sabit etkiler tablosuna odaklanacağız.

Tablo 4.12. Model 4’e ait sabit etkiler (*Final estimation of fixed effects*):

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. d.f.	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_{00}	4.952231	0.028588	173.227	197	<0.001
IKLIM, γ_{01}	-0.030230	0.025987	-1.163	197	0.246
IKY, γ_{02}	0.539198	0.046861	11.506	197	<0.001
For LIDERLIK slope, β_1					
INTRCPT2, γ_{10}	0.640088	0.019316	33.138	199	<0.001
For OZYETER slope, β_2					
INTRCPT2, γ_{20}	0.139187	0.009723	14.315	3200	<0.001

Tablo 4.12’deki bulgulara baktığımızda,

Düzyer 1 kesişimi, $\gamma_{00} = 4.95$, modeldeki diğeri değışkenler sıfır değıerinde kontrol edildiğinde tüm firmalarda ortalama işğören performans puanını verir. Modele eklenen değışkenler merkezileştirildiğinden dolayı, kontrolün anlamı değışkenlerin ortalama değıerlerinde olduğudur. IKY ile işğören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğü görülmektedir ($\gamma_{02} = 0.53$, $t = 11.50$, $p < 0.001$). Ancak, IKLIM ile işğören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki yoktur ($\gamma_{01} = -0.03$, $t = -1.16$, $p = 0.246$). T oranı, firmalar arasında kesişimlerin (ortalama işğören performansı skoru) eşit olduğü testini temsil eder. Tablodaki bulguları incelerken, IKY için önemli bir p değıeri olduğü görülmektedir, bu da firmalar arasında kesişimlerin farklı olduğünü gösterir. Bu, kesişimlerin veya ortalamaların eşit olduğü bir testi temsil eder. Ancak, IKLIM için bu söylediklerimiz geçerli değıildir.

Tabloda tahmin edilen bir sonraki terim, β_1 , düzey-1 eğimidir; ortalama eğim olan γ_{10} terimi ile tahmin edilir ve kesişime benzer şekilde, t oranı bu değıerin sıfır olma olasılığını test eder. Tablodaki değıerlere baktığımızda eğim sıfırdan farklıdır (0.64) ve t oranı ise 33.13’tür. Başka bir ifadeyle algılanan liderlik (LIDERLIK) ile işğören performansı arasında pozitif yönlü ve anlamlı bir ilişki vardır ($\gamma_{10} = 0.64$, $t = 33.13$, $p < 0.001$). Benzer bulgu, OZYETER ile bağımlı değışken arasındaki ilişki için de geçerlidir. Tablodaki değıerlere baktığımızda OZYETER eğimi (γ_{20}) sıfırdan farklıdır (0.13) ve t oranı ise 14.31’dir. Başka bir ifadeyle özyeterlilik (OZYETER) ile işğören performansı arasında pozitif yönlü ve anlamlı bir ilişki vardır ($\gamma_{10} = 0.13$, $t = 14.31$, $p < 0.001$). Kısaca, algılanan liderliğin ($\gamma_{10} = 0.64$, $t = 33.54$, $p < 0.001$) ve öz-yeterliliğın ($\gamma_{20} = 0.14$, $t = 14.30$, $p < 0.001$) işğören performansı üzerinde pozitif yönlü ve anlamlı etkisi vardır.

Son varyans bileşkeleri Tablo 4.13’te yer almaktadır. Kesişim bileşeni, u_0 , firmanın düzey-2’deki tesadüfi bir faktör olması nedeniyle düzey-1’deki ortalama işğören performans puanları üzerindeki etkidir. Liderlik eğim bileşeni, u_1 , düzey 2’de tesadüfi bir faktör olarak firma nedeniyle düzey-1’de ve liderliğın

eğimi üzerindeki etkidir. Her iki etki de anlamlıdır. Kesişim bileşeni için varyansına (u_0) ilişkin tahmin 0.12'dir ve $p < 0.001$ 'dir. Grup ortalaması etrafında merkezileştirilmiş LIDERLIK için eğimin varyansına (u_1) ilişkin tahmin 0.01'dir ve $p < 0.001$ 'dir. Bu nedenle, LIDERLIK için hem ortalama işgören performans puanı hem de regresyon katsayıları firmaya göre önemli ölçüde farklılık göstererek, işgören performans puanını düzey-1'de düzgün bir şekilde modellemek için çok düzeyli analiz gerektiğini doğrulamaktadır.

Tablo 4.13. Varyans bileşikleri tablosu (*Final estimation of variance components*)

Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	d.f.	χ^2	p-value
INTRCPT1, u_0	0.35819	0.12830	197	1024.32434	<0.001
LIDERLIK slope, u_1	0.13757	0.01893	199	278.87318	<0.001
level-1, r	0.73603	0.54174			

Statistics for current covariance components model

Deviance = 8402.062296

Number of estimated parameters = 4

Artık varyans bileşeni (level-1, r), işgören performans skorunda firma içi varyasyon ile ilişkili varyanstır. Tesadüfi etkiler daha fazla açıkladıkça, bu artık varyans azalacaktır. Tablo 4.13'deki değerlere baktığımızda artık varyans 0.54174'tür. Oysaki birinci düzey tesadüfi kesişim modelinde (model 2) artık varyans değeri 0.54373'tü. Büyük bir azalma olmadığı görülmektedir. Bununla birlikte düzey-1 modelindeki her bir tesadüfi katsayılar (kesişim ve eğim) için açıklanan varyans oranını şu formülle hesaplayabiliriz (Raudenbush & Bryk, 2001):

$$\begin{aligned} \text{Düzyen 2 Açıklanan Varyans} &= [\tau_{00}(\text{model2}) - \tau_{00}(\text{model4})] / \tau_{00}(\text{model2}) \\ &= [0.28 - 0.12] / 0.28 = 0.57 \end{aligned}$$

Bu hesaplama sonucunda, ikinci düzey değişkenler kontrol edildiğinde firma ortalamasında büyük bir azalma olduğu görülmektedir. Özellikle, tesadüfi katsayılar regresyon modelde kesişimin varyansı 0.28 iken, ikinci düzey tesadüfi kesişim ANCOVA modelinde artık varyans değeri 0.12'dir. Böylelikle, işgören performans ortalamasındaki (β_{0j}) %57'lik değişimin modele eklenen değişkenlerce açıklanabileceği görülmektedir.

Variance-Covariance components test
χ^2 statistic = 132.81770
Degrees of freedom = 0
p-value = >.500

Şekil 4.35. Sapma Testi İstatistiği

Modeli değerlendirmenin alternatif bir yolu da sapma testini uygulamaktır. Şekil 4.35 sapma testi sonuçlarını göstermektedir. Modeldeki sapma değeri tesadüfi katsayılar regresyon modeline (model 2) kıyasla 132 puan düşerken mevcut model ile tesadüfi katsayılar regresyon modeli (model 2) arasındaki fark anlamlı değildir (p-değeri => .500). Başka bir ifadeyle, mevcut modelde düzey-2'de eklenen yordayıcılar sapmayı istatistiksel olarak önemli olmayan bir miktarda azaltmıştır. Basit model (**parsimonious model**) anlayışına göre, aslında, tesadüfi katsayılar regresyon modeli (model 2) daha makul görülmektedir. Bu bulgular, bize, modelinin açıklama gücünde (explanatory power) istatistiksel olarak anlamlı bir ilerleme sağlamadığını göstermektedir.

Dördüncü araştırma sorusu, işgören düzeyinde algılanan liderlik ve öz-yeterlilik ile firma düzeyinde insan kaynakları uygulamalarının ve örgüt ikliminin işgörenlerin performansı üzerindeki etkisiyle ilgiliydi. Elde ettiğimiz bulgular, algılanan liderliğin ($\gamma_{10} = 0.64$, $t = 33.54$, $p < 0.001$) ve öz-yeterliliğin ($\gamma_{20} = 0.14$, $t = 14.30$, $p < 0.001$) işgören performansı üzerinde pozitif yönlü ve anlamlı etkisi olduğunu göstermektedir. Ayrıca, insan kaynakları uygulamaları ile işgören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu ($\gamma_{02} = 0.53$, $t = 11.50$, $p < 0.001$), ancak, örgüt iklimi ile işgören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki ($\gamma_{01} = -0.03$, $t = -1.16$, $p = 0.246$) olmadığını göstermektedir. Her ne kadar, işgören performansı skorunun ortalamasındaki varyansın %57'si modele eklenen değişkenler tarafından açıklandığı bulunsa da; tesadüfi katsayılar regresyon modeliyle (model 2) kıyaslanarak uygulanan sapma testi, mevcut modelin açıklama gücünde istatistiksel olarak anlamlı bir ilerleme sağlamadığını göstermektedir

4.6.5. Beşinci adım: Etkileşimsel model (Random Intercept and Slope Model with Level 1 and Level 2 Predictors with interaction)

Etkileşimsel model (interaction model), önceki modele ilave olarak birinci düzeydeki (işgören) algılanan liderlik (LIDERLIK) ile ikinci düzeydeki (firma) örgüt ikliminin (IKLİM) çarpımını (etkileşimsel terimini) kapsamaktadır. Başka bir ifadeyle, birinci düzeydeki değişken ile ikinci düzeydeki değişken arasında düzeyler arası etkileşimin (cross-level interaction) olduğu modeldir. Örneğin, yüksek düzeyde (olumlu) örgüt iklimine sahip firmalarda, işgörenlerin algıladıkları liderlik ile performansları arasındaki ilişkiyi düşük düzeyde (olumsuz) örgüt iklimine sahip firmalardan farklı bir etkiye sahip olup olmadığını öğrenmek amacıyla bu modeli kullanırız. Başka bir deyişle, araştırma sorusunu şu şekilde oluşturabiliriz: algılanan liderliğin işgören performansı üzerindeki etkisinde düzenleyici (moderating) rolü var mıdır?

Önceki modele oldukça benzer şekilde, bu model için j firmasındaki her bir i işgöreni için birinci ve ikinci düzey değişkenlerin sonuç üzerindeki etkisi şu şekilde formüle edilir:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1(LIDERLIK)_{ij} + \beta_2(OZYETER)_{ij} + r_{ij} \quad (4.14)$$

Birinci (işgören) düzeyde, grup içi LIDERLIK ve OZYETER değişkenleri PERFORMA ile ilişkilidir. Firma, düzey-2'yi tanımlayan grupta değişkeni olmaya devam etmektedir, bu da, örnekte firma sayısı kadar çok sayıda düzey-1 regresyonun yürütüldüğü anlamına gelir ve düzey eğimlerin ve kesişmelerin değişkenliğinin bir tahminini verir.

$$\begin{aligned}\beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{IKLİM}) + \gamma_{02}(\text{IKY}) + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}(\text{IKLİM}) + u_{1j} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20}\end{aligned}\quad (4.15)$$

Düzye-1'deki kesişim, gruplama etkisi olan firmanın ve ikinci düzeydeki (firma) insan kaynakları uygulamalarının (IKY) ve örgüt ikliminin (IKLİM) tesadüfi bir etkisi olarak tahmin edilmektedir. Algılanan liderliğin (LİDERLİK) düzey-1'deki eğimi, firmanın tesadüfi bir etkisi olarak tahmin edilmektedir. Bu model, sonuç değişkeni olan işgören performansı için ortalamanın (kesişim) ikinci düzey değişkenlerin tesadüfi bir etkisi olduğu önerisini test ediyor. Bu modelde, özyeterliliğin (OZYETER) eğimi tesadüfi bir etki olarak öngörülmemektedir. Önceki modelden farklı olarak bu modelde, ikinci düzeyde yer alan örgüt iklimi değişkeni (IKLİM), algılanan liderliğin (LİDERLİK) düzey-1 eğimini ve düzey-1 kesişimini modellemek için kullanılmaktadır.

Düzye 1 düzey 2 için oluşturulan denklemlerin birleştirilmiş hali şu şekildedir.

$$\begin{aligned}\text{PERFORMA}_{ij} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{IKY})_{ij} + \gamma_{02}(\text{IKLİM})_{ij} + \gamma_{10}(\text{LİDERLİK})_{ij} + \\ &\gamma_{11}(\text{IKLİM} * \text{LİDERLİK}) + \gamma_{20}(\text{OZYETER})_{ij} + u_{1j}(\text{LİDERLİK})_{ij} + u_{0j} + r_{ij}\end{aligned}\quad (4.16)$$

4.6.5.1. HLM'de ikinci düzey tesadüfi kesişim ANCOVA modeli oluşturma

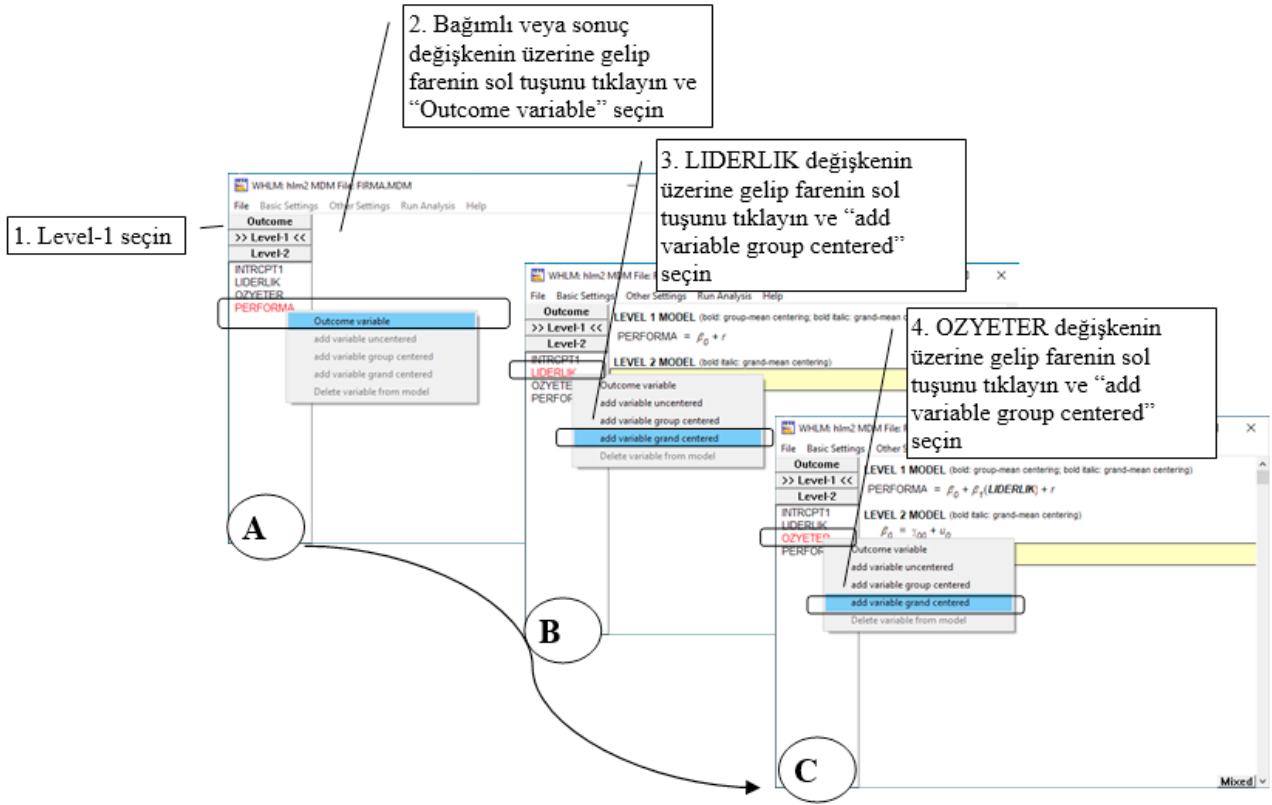
HLM 7'deki tüm iki düzeyli modeller gibi bu model, Şekil 4.9'da gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde oluşturulur. Etkileşimsel modeli oluşturma ve test etme için izlenmesi gereken adımlar aşağıda belirtilmiştir.

1. Şekil 4.36'da gösterilen WHLM modelleme diyalog penceresinde, işgören düzeyinde (düzey-1) bağımlı değişken olarak işgören performansı (PERFORMA) sonuç değişkeni olarak belirlenmiştir.

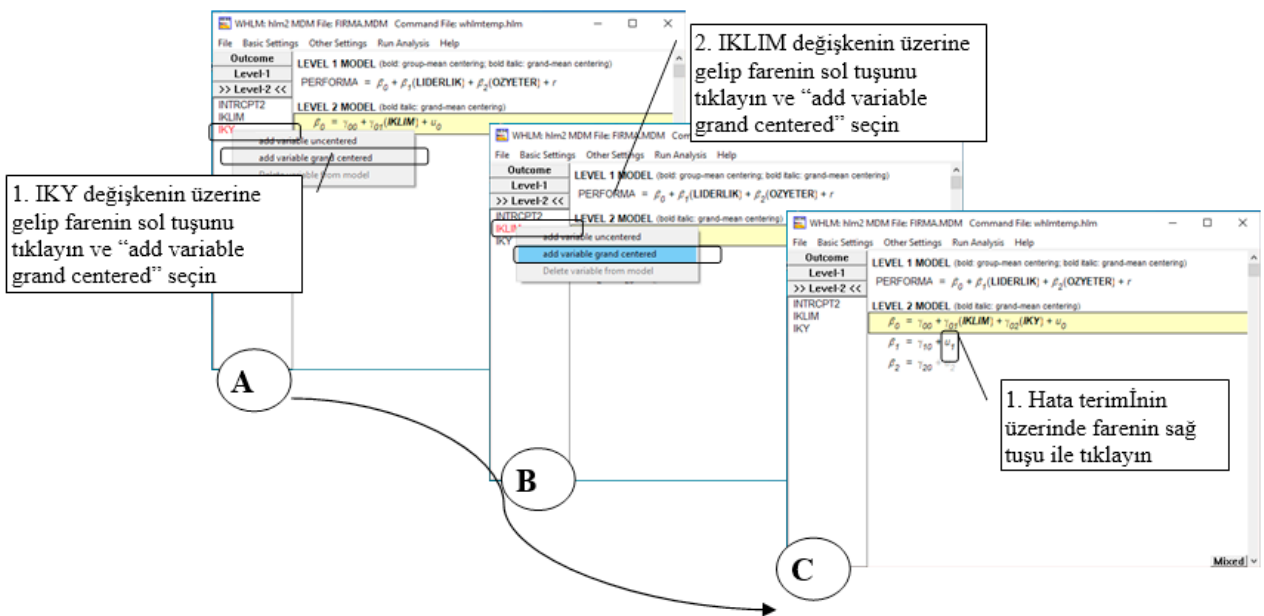
Birinci düzeyde (Level 1) bu modele iki yordayıcı değişken eklenmiştir. Sonra, birinci düzeydeki değişkenleri ekleme için LİDERLİK değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable group centered" seçilerek modelin denklemine eklenir. Benzer şekilde, OZYETER değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable group centered" seçilerek modelin denklemine eklenir.

İkinci düzeyde (Level 2) bu modele iki yordayıcı değişken eklenmiştir. İkinci düzeydeki değişkenleri ekleme için IKY değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable grand centered" seçilerek modelin denklemine eklenir. Benzer şekilde, İKLİM değişkeni üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable grand centered" seçilerek modelin denklemine eklenir. İkinci düzeyde (Level 2) hata terimini denkleme eklemek için üzerine farenin sağ tuşu ile tıklanır ve aktif hale getirilir (Şekil 4.37). Etkileşimsel terimi eklemek için, $\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$ satırın üzerine tıklayıp, İKLİM değişkeni üzerine gelinerek farenin sağ tuşu ile tıklanır ve "add variable grand centered" seçilerek modelin denklemine eklenir (Şekil 4.38).

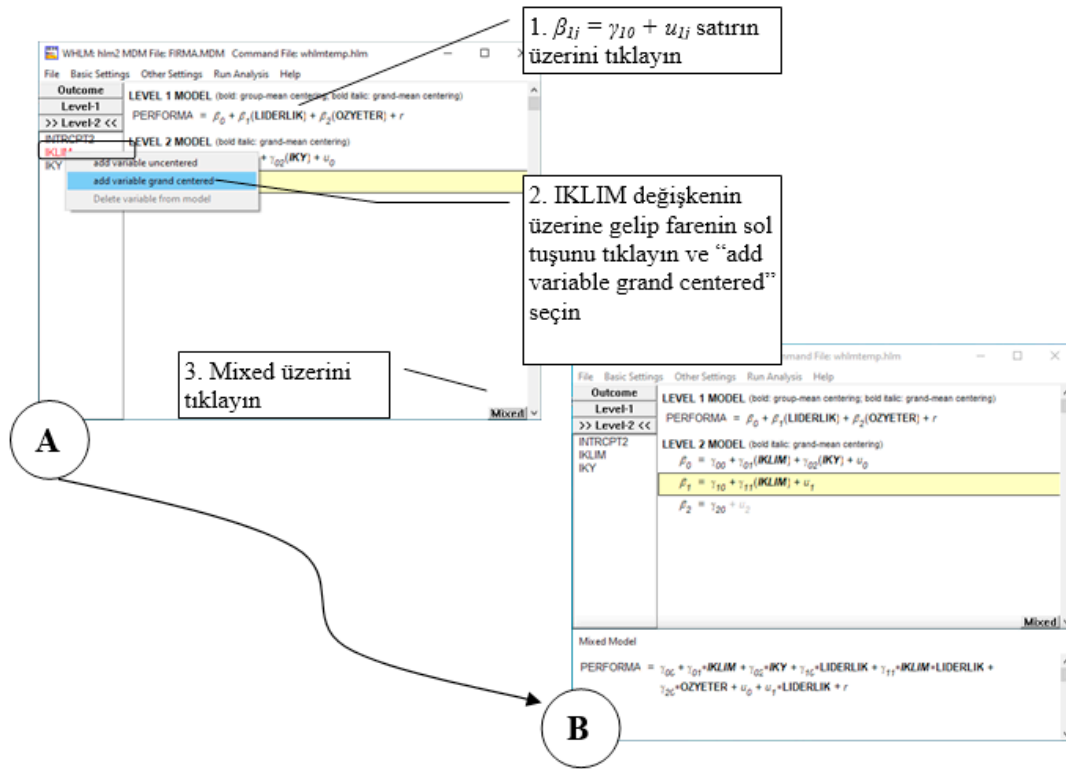
HLM yazılımı Şekil 4.38’de gösterildiği üzere düzeylere ait denklemleri ve ayrıca “Mixed” düğmesine basıldıktan sonra da birleştirilmiş modele ait denklemini gösterir.



Şekil 4.36. HLM 7’de Etkileşimsel Modeli Oluşturma

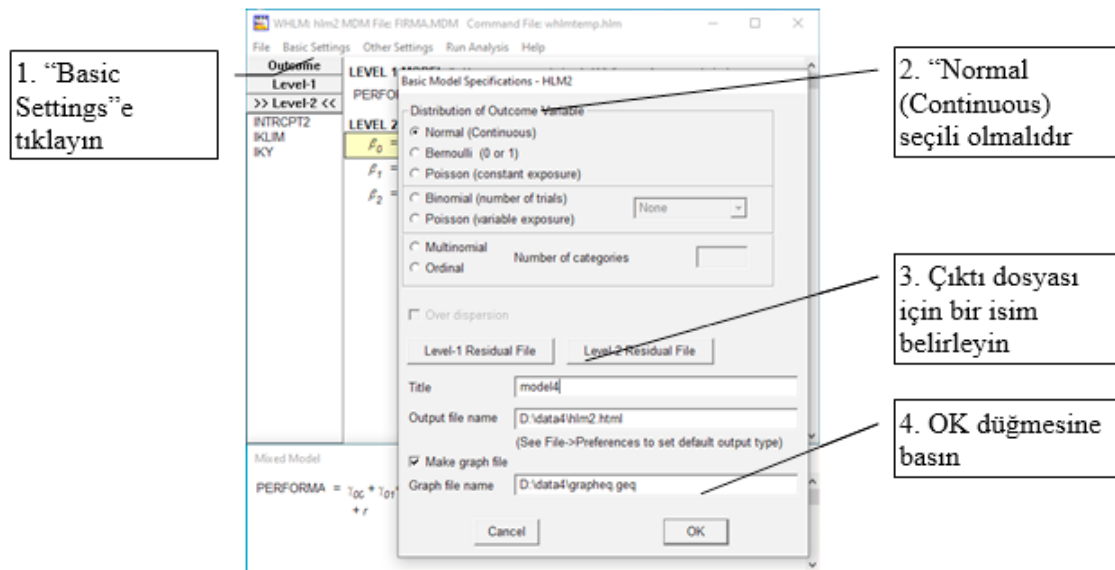


Şekil 4.37. HLM 7’de Etkileşimsel Modeli Oluşturma



Şekil 4.38. HLM 7'de Etkileşimsel Modeli Oluşturma

2. Modeli tahmin etmeden önce, ana menü çubuğundan temel ayarları (Basic Settings) seçerek, Şekil 4.39'da gösterilen pencereye ulaşılır ve sonuç değişkeninin dağılım türü (Distribution of Outcome Variable) belirlenir.

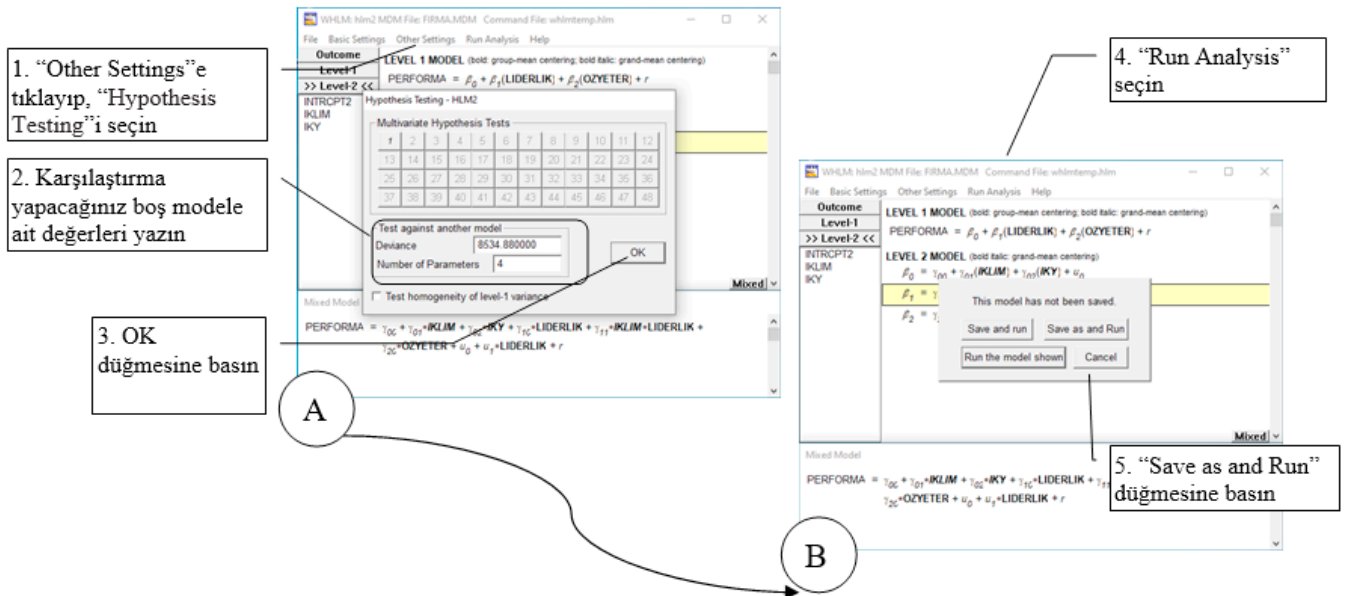


Şekil 4.39. Temel Model Ayarları

3. Boş modelde (null) olduğu şekliyle model tahmin ayarlarını ayarları muhafaza edilir (varsayılan ayar olarak kısıtlı maksimum olabilirlik tahminini (Restricted maximum likelihood) kullanıyoruz).

4. Benzer şekilde, çıktı ayarları boş modelde (null) olduğu şekliyle; diğer ayarları (Other Settings) seçip, ardından çıktı ayarları (Output Settings) seçerek belirlenir (varyans-kovaryans matrisleri yazdırmayı ve çıktıyı ana sonuçlarla sınırlamayı seçebiliriz).

5. Ayrıca, birinci ve ikinci düzey bağımsız değişkenleri içeren bu modelimizi, sadece birinci düzeyde bağımsız değişkenleri içeren birinci düzey tesadüfi kesişim modelinden (model 2) önemli ölçüde daha iyi olup olmadığının incelenmesi için sapma testini uygulayabiliriz. Tesadüfi kesişim modelinin (model 2) sapma değeri $D = 8534.88$ ve parametre sayısı 4'tür. Ana menü çubuğundan diğer ayarları (Other Settings) seçip, ardından Şekil 4.40'da gösterilen pencereyi elde etmek için hipotez testi (Hypothesis Testing) seçilir. Açılan pencerede, karşılaştırma yapacağımız modelin sapma değeri ve parametre sayısı yazılır.



Şekil 4.40. HLM 7'de hipotez testi

6. Son olarak, boş modeli çalıştırmak için ana menü çubuğunda "Run Analysis"a tıklanır. Analize ait çıktı dosyası belirlediğimiz klasör konumuna yine belirlediğimiz isimle (örneğimizde model 5 şeklindedir) kaydedilir.

4.6.5.2. Bulguların Yorumlanması

Yukarıda adım adım belirtilen işlemlerden sonra HLM 7 yazılımı çıktı (output) sayfasını türetir (bakınız Şekil 4.41).

Final Results

Random level-1 coefficient	Reliability estimate
INTRCPT1, β_0	0.785
LIDERLIK, β_1	0.246

The value of the log-likelihood function at iteration 26 = -4.201250E+003

Final estimation of fixed effects:

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. <i>df.</i>	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_0	4.952022	0.028576	173.292	197	<0.001
IKLIM, γ_{01}	-0.045313	0.026989	-1.679	197	0.095
IKY, γ_{02}	0.538440	0.046881	11.485	197	<0.001
For LIDERLIK slope, β_1					
INTRCPT2, γ_0	0.639927	0.019034	33.620	198	<0.001
IKLIM, γ_{11}	0.030819	0.014707	2.096	198	0.037
For OZYETER slope, β_2					
INTRCPT2, γ_0	0.139969	0.009727	14.390	3200	<0.001

Final estimation of fixed effects (with robust standard errors)

Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. <i>df.</i>	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_0	4.952022	0.028364	174.590	197	<0.001
IKLIM, γ_{01}	-0.045313	0.024472	-1.852	197	0.066
IKY, γ_{02}	0.538440	0.051369	10.482	197	<0.001
For LIDERLIK slope, β_1					
INTRCPT2, γ_0	0.639927	0.019569	32.702	198	<0.001
IKLIM, γ_{11}	0.030819	0.015253	2.021	198	0.045
For OZYETER slope, β_2					
INTRCPT2, γ_0	0.139969	0.009967	14.043	3200	<0.001

Final estimation of variance components

Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	<i>df.</i>	χ^2	p-value
INTRCPT1, u_0	0.35797	0.12814	197	1022.57673	<0.001
LIDERLIK slope, u_1	0.13084	0.01712	198	271.40516	<0.001
level-1, r	0.73618	0.54197			

Statistics for current covariance components model

Deviance = 8402.500957
Number of estimated parameters = 4

Şekil 4.41. Model 5 için HLM 7 çıktı dosyası

Tablo 4.14 model 5'e ait güvenilirlik değerlerini göstermektedir. Önceki modele (model 4) ait güvenilirlik değerlerine oldukça yakın değerler bulunduğu görülmektedir.

Tablo 4.14. Güvenilirlik düzeyi

Random level-1 coefficient	Reliability estimate
INTRCPT1, β_0	0.785
LIDERLIK, β_1	0.246

Tablo 4.15'de tesadüfî katsayılar modeline ait sabit etkiler sunulmaktadır. Önceki modele oldukça benzer bulguların yer aldığı görülmektedir.

Tablo 4.15. Model 5'e ait sabit etkiler (*Final estimation of fixed effects*):

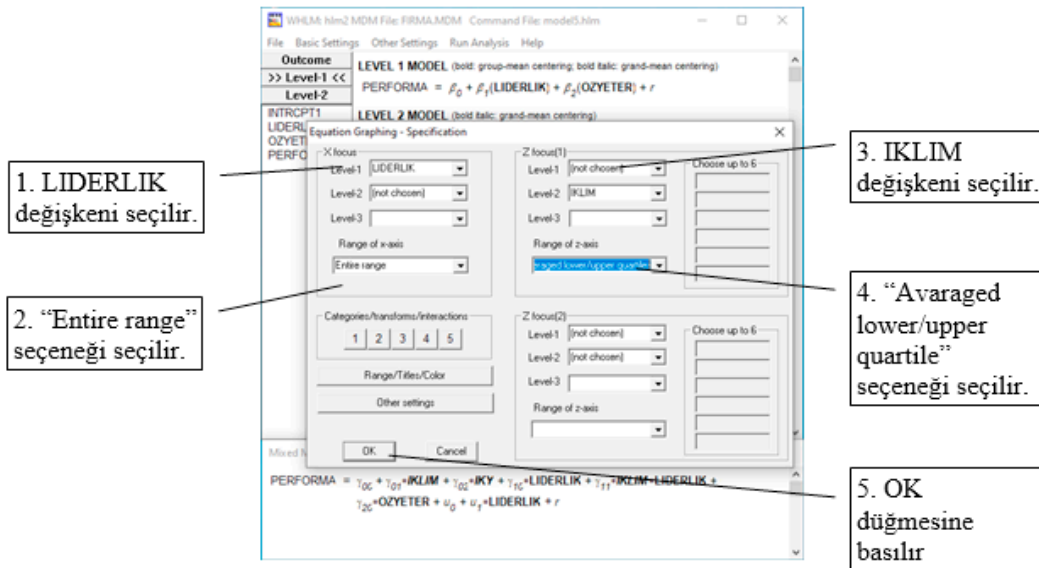
Fixed Effect	Coefficient	Standard error	t-ratio	Approx. d.f.	p-value
For INTRCPT1, β_0					
INTRCPT2, γ_{00}	4.952022	0.028576	173.292	197	<0.001
IKLIM, γ_{01}	-0.045313	0.026989	-1.679	197	0.095
IKY, γ_{02}	0.538440	0.046881	11.485	197	<0.001
For LIDERLIK slope, β_1					
INTRCPT2, γ_{10}	0.639927	0.019034	33.620	198	<0.001
IKLIM, γ_{11}	0.030819	0.014707	2.096	198	0.037
For OZYETER slope, β_2					
INTRCPT2, γ_{20}	0.139969	0.009727	14.390	3200	<0.001

Düzyer 1 kesişimi, $\gamma_{00} = 4.95$, bize firmalar arasındaki farklılıklara atfedilebilecek önemli miktarda varyans olduğunu göstermektedir. IKY ile işgören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir ($\gamma_{02} = 0.53$, $t = 11.48$, $p < 0.001$). Ancak, IKLIM ile işgören performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki yoktur ($\gamma_{01} = -0.04$, $t = -1.67$, $p = 0.095$).

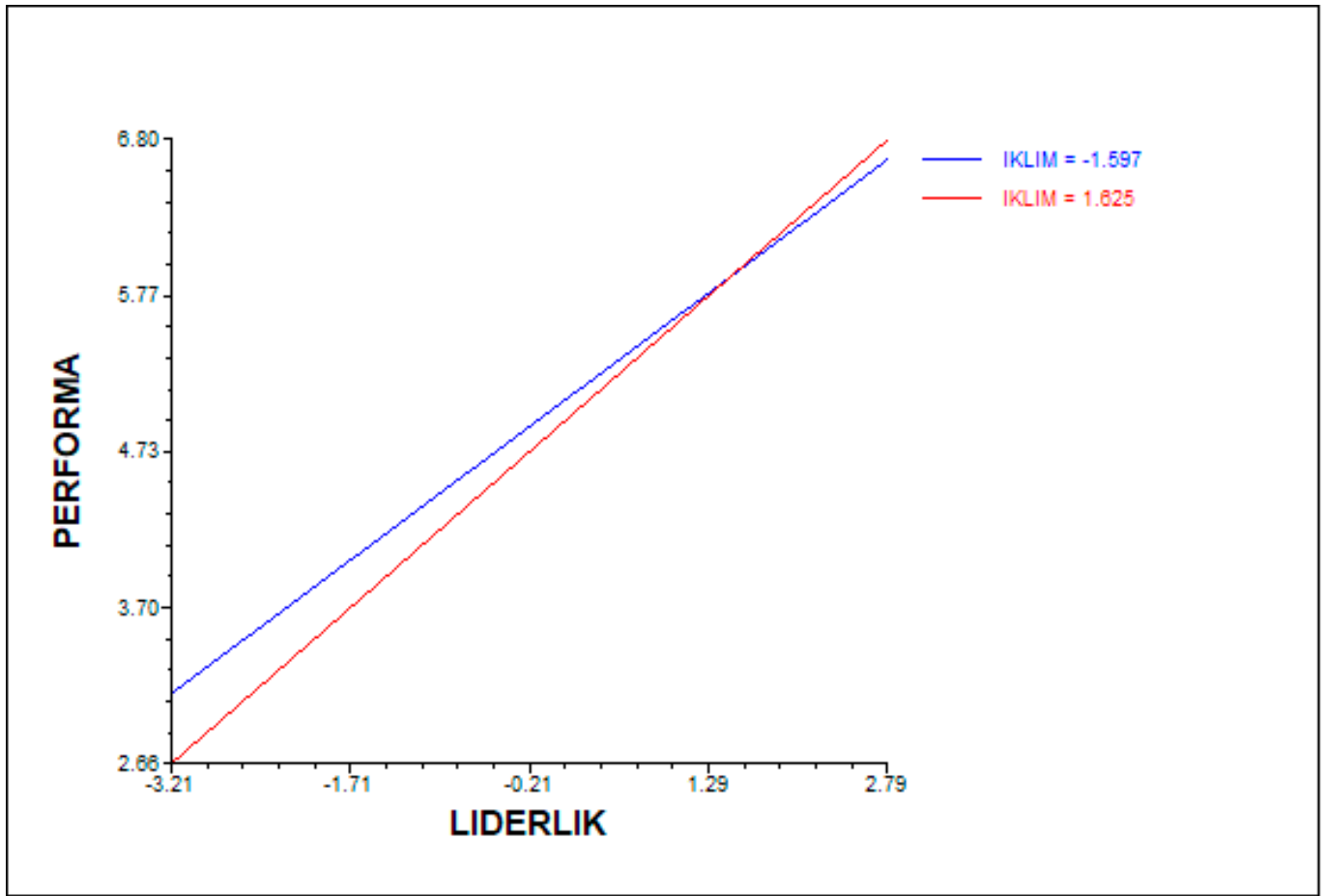
Algılanan liderlik (LIDERLIK) ile işgören performansı arasında pozitif yönlü ve anlamlı bir ilişki vardır ($\gamma_{10} = 0.63$, $t = 33.62$, $p < 0.001$). Yani işgören performansı üzerindeki algılanan liderlik eğiminin ortalama örgüt iklimine sahip firmalar için $\gamma_{10} = 0.63$ 'e eşit olması beklenmektedir. Bununla birlikte, etkileşimsel terimin, γ_{11} , istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir ($\gamma_{11} = 0.03$, $t = 2.09$, $p < 0.05$). Örneğimizde, örgüt ikliminin algılanan liderlik (LIDERLIK) ve işgören performansı arasındaki ilişki üzerindeki düzenleyici etkisi γ_{11} tarafından gösterilmektedir. Başka bir ifadeyle, γ_{11} , algılanan liderlik (LIDERLIK) ve örgüt ikliminin (IKLIM) işgören performansı üzerindeki düzeyler arası etkileşimidir. Başka bir ifadeyle, γ_{11} , örgüt iklimi (IKLIM) 1 birim arttığında firmalar arasında performans puanları üzerindeki algılanan liderlik (LIDERLIK) eğimindeki değişikliği temsil eder. γ_{11} 'in pozitif olması, yüksek düzeyde örgüt iklimine (IKLIM) sahip firmalarda düşük düzeyde örgüt iklimine (IKLIM) sahip firmalara kıyasla algılanan liderliğin (LIDERLIK) işgören performansı ile daha güçlü ilişkili olduğunu gösterir. Kısaca, bir firmanın örgüt iklimi (IKLIM) bir birim artarken, algılanan liderlik (LIDERLIK) ve işgören performansı arasındaki ilişki $\gamma_{11} = 0.03$ birim artar.

HLM yazılımında, düzenleyici (moderator) değişkenin bağımsız değişken ile çıktı arasındaki ilişkiyi nasıl farklılaştırdığını grafik çizerek gösterebilmektedir. Bu grafiği oluşturmak için izlenen adımlar şu şekildedir:

Öncelikle, File → Graph Equations → Model graphs komutu verilir. Açılan pencerede (Şekil 4.42) “X Focus” kısmında Level-1 için LIDERLIK seçilir, yani birinci düzeyde bağımsız değişkenimizi belirlemiş oluyoruz. Aynı kısımda “Range of x-axis” için “Entire range” seçeneğini belirliyoruz. İkinci düzeyde düzenleyici (moderator) değişkenimizi ise “Zfocus (1)” kısmında Level-2 için IKLIM seçilerek belirliyoruz. Aynı kısımda “Range of z-axis” için “Avaraged lower/upper quartile” seçeneğini işaretliyoruz. Düşük çeyrek değeri, IKLIM değişkenine ait verinin alt yarısının medyanıdır. Üst çeyrek değeri ise, IKLIM değişkenine ait verinin üst yarısının medyanıdır. Sonra OK düğmesine basıyoruz.



Şekil 4.42. Düzenleyici (moderator) etki grafiği oluşturma



Şekil 4.43. Alglanan liderlik ile işgören performansı arasındaki ilişkide örgütsel iklimin düzenleyici etkisi

Şekil 4.43'de görüldüğü üzere, örgüt iklimi (IKLİM) yüksek değerler aldığıında firmalar arasında performans puanları üzerindeki alglanan liderlik (LIDERLIK) eğimi daha dikleşmektedir, başka bir ifadeyle alglanan liderliğin (LIDERLIK) performans puanları üzerindeki etkisi artmaktadır.

Alglanan liderliğin (LIDERLIK), düşük ve yüksek düzeydeki (ortalama değerinden +1 ve -1 standart sapmadaki) örgüt ikliminin (IKLİM) işgören performansı ile olan ilişkisini gösteren Şekil'deki eğimlerin, 0 (sıfır) değerinden anlamlı düzeyde farklılaşıp farklılaşmadığı eğim testi (slope test) ile analiz edilebilir (Aiken & West, 1991). İstatistiksel olarak anlamlılığı açısından basit bir eğimi test etmek için, sabit regresyon tahminlerinin asimptotik kovaryans matrisindeki (bazen basitçe "acov" veya "covb" olarak adlandırılır) değerlere ihtiyaç vardır. Model oluşturma adımlarında belirtildiği üzere; kovaryans katsayı matrisi hakkında gerekli bilgileri edinmek için, Diğer Ayarlar (Other Settings) menüsünde Çıktı Ayarları'nı (Output Settings) seçin. Sonra Varyans-kovaryans matrislerini yazdır (Print variance-covariance matrices) kutusunu işaretleyin. Regresyon tahminlerinin varyans kovaryans matrisi, .mdm ve .hlm dosyalarının bulunduğu klasörde saklanan gamvc.dat adlı ayrı bir dosyada yazdırılır. İlk satır çıktı sayfasında bulunan γ_{00} , γ_{01} , γ_{02} , γ_{10} , γ_{11} , γ_{20} için sabit etkileri sağlar. Bir önceki bölümde söz edildiği üzere, bazı araştırmacılar (Bauer & Curran, 2005; Curran vd., 2006, 2006), <http://www.quantpsy.org/interact/hlm2.htm> web adresindeki basit eğimlerin testlerini hesaplamak için çevrimiçi bir hesap makinesi sunmaktadır. Durum 3 (Case

3), düzeyler arası etkileşim içindir ve çıktı sayfasından ve gamvc.dat dosyasında elde edilen asimtotik kovaryans matrisinden uygun değerleri girilerek eğitim testi sonuçları elde edilir.

Tablo 4.15'te yer alan Model 5'e ait sabit etkiler arasında, son olarak, özyeterlilik (OZYETER) ile işgören performansı arasında pozitif yönlü ve anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir ($\gamma_{20} = 0.13$, $t = 14.39$, $p < 0.001$).

Son varyans bileşikleri Tablo 4.16'da yer almaktadır. Bu model, bir önceki modelden elde edilen bulgulara oldukça benzer bulgular türetmiştir.

Tablo 4.16. Varyans bileşikleri tablosu (*Final estimation of variance components*)

Random Effect	Standard Deviation	Variance Component	d.f.	χ^2	p-value
INTRCPT1, u_0	0.35797	0.12814	197	1022.57673	<0.001
LIDERLIK slope, u_1	0.13084	0.01712	198	271.40516	<0.001
level-1, r	0.73618	0.54197			

Statistics for current covariance components model

Deviance = 8402.500957

Number of estimated parameters = 4

Bir önceki modelde olduğu gibi, bu modeli değerlendirmek üzere uygulanan sapma testi sonuçları Şekil 4.44'de gösterilmektedir. Modeldeki sapma değeri tesadüfi katsayılar regresyon modeline (model 2) kıyasla 132 puan düşerken mevcut model ile tesadüfi katsayılar regresyon modeli (model 2) arasındaki fark anlamlı değildir (p -değeri $=> .500$). Başka bir ifadeyle, mevcut modelde düzey-2'de eklenen yordayıcılar sapmayı istatistiksel olarak önemli olmayan bir miktarda azaltmıştır. Basit model (parsimonious model) anlayışına göre, aslında, tesadüfi katsayılar regresyon modeli (model 2) daha makul görülmektedir. Bu bulgular, bize, modelinin açıklama gücünde (explanatory power) istatistiksel olarak anlamlı bir ilerleme sağlamadığını göstermektedir. Gene de, istatistiksel olarak anlamlı bir etkileşimsel etkinin olduğunu göstermesi açısından bu modelin önemli olduğu söylenebilir. Zira modelleri karşılaştırmak için serbestlik derecesine sahip tipik bir ki-kare değeri kullanmak aşırı derecede ihtiyatlıdır. Bu testin, Tip II hata türüne yol açması muhtemeldir – karşılaştırılan modeller arasında fark olmadığını belirten yanlış bir boş hipotezi reddetmemektedir (Auginis vd., 2013).

Variance-Covariance components test
χ^2 statistic = 132.37904
Degrees of freedom = 0
p-value = $>.500$

Şekil 4.44. Sapma Testi İstatistiği

4.7. BÖLÜM ÖZETİ

Bu bölüm, önceki bölümlerde öğrenilen kavramları HLM yazılımı kullanarak sizlerin için çok düzeyli veri analizini yapmanız için hazırlanmıştır. Bağımlı değişkenin sürekli olduğunda iki düzeyli hiyerarşik modellerin temellerini bu bölümde kısca aktarmaya çalıştık. Bu kapsamda boş (null) modellerden başlayarak adım adım daha kapsamlı modellerin HLM yazılımında nasıl oluşturulacağı açıklanmıştır. Aynı zamanda, modellerin uyumlarını birbirleriyle nasıl karşılaştıracağını öğrendik. Çok düzeyli modelleme, bu bölümde ele alınandan çok daha zengin model ve varyasyonları destekler. Bu bölümde sadece HLM yazılımında modelleme ile mümkün olabildeğince yüzeysel bilgi sunulurken, aslında çok düzeyli veri analizinde etki türleri, model varsayımları ve çıkarım mantığı ile ilgili temel ilkeler tüm türler için geçerlidir ve umarız ki daha ileri çalışmalara yönelik bu anlattıklarımız uygun bir altyapı görevi görür.



Kaynakça



KAYNAKÇA

- Aguinis, H., Gottfredson, R. K., & Culpepper, S. A. (2013). Best-Practice Recommendations for Estimating Cross-Level Interaction Effects Using Multilevel Modeling. *Journal of Management*, 39(6), 1490-1528. <https://doi.org/10.1177/0149206313478188>
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*. Newbury Park, Calif.: SAGE Publications, Inc.
- Albright, J., & Marinova, D. M. (2010). *Estimating multilevel models using SPSS, Stata, SAS, and R*. Geliş tarihi gönderen <http://www.iub.edu/statmath/stat/all/hlm/hlm.pdf>
- Algina, J., & Swaminathan, H. (2011). Centering in two-level nested designs. İçinde Joop J. Hox & K. Roberts, *Handbook for advanced multilevel analysis* (ss. 285-312). New York, NY, US: Routledge/Taylor & Francis Group.
- Alker jr., H. R. (1969). A typology of ecological fallacies. İçinde M. Dogan & S. Rokkam (Ed.), *Social ecology* (ss. 69-86). Boston: The MIT Press.
- Atar, B. (2010). Basit Doğrusal Regresyon Analizi İle Hiyerarşik Doğrusal Modeller Analizinin Karşılaştırılması. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, 1(2), 78-84.
- Bakker, A. B., Sanz Vergel, A. I., & Kuntze, J. (2015). Student engagement and performance: A weekly diary study on the role of openness. *Motivation and Emotion*, 39(1), 49-62. <https://doi.org/10.1007/s11031-014-9422-5>
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory* (ss. xiii, 617). Englewood Cliffs, NJ, US: Prentice-Hall, Inc.
- Bauer, D. J., & Curran, P. J. (2005). Probing Interactions in Fixed and Multilevel Regression: Inferential and Graphical Techniques. *Multivariate Behavioral Research*, 40(3), 373-400. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4003_5
- Bickel, R. (2007). *Multilevel analysis for applied research: It's just regression!* Guilford Press.
- Bingenheimer, J. B., & Raudenbush, S. W. (2004). Statistical and Substantive Inferences in Public Health: Issues in the Application of Multilevel Models. *Annual Review of Public Health*, 25(1), 53-77. <https://doi.org/10.1146/annurev.publhealth.25.050503.153925>
- Blalock, H. M. (1984). Contextual-Effects Models: Theoretical and Methodological Issues. *Annual Review of Sociology*, 10(1), 353-372. <https://doi.org/10.1146/annurev.so.10.080184.002033>
- Bliese, P. D. (2000). Within-group agreement, non-independence, and reliability: Implications for data aggregation and analysis. İçinde K. Klein & S. Kozlowski (Ed.), *Multilevel theory, research, and methods in organizations: Foundations, extensions, and new directions* (ss. 349-381). San Francisco, CA, US: Jossey-Bass.
- Bliese, P. D., Chan, D., & Ployhart, R. E. (2007). Multilevel Methods: Future Directions in Measurement, Longitudinal Analyses, and Nonnormal Outcomes. *Organizational Research Methods*, 10, 551-563. (Sage CA: Los Angeles, CA). <https://doi.org/10.1177/1094428107301102>

- Brauer, M., & Curtin, J. J. (2018). Linear mixed-effects models and the analysis of nonindependent data: A unified framework to analyze categorical and continuous independent variables that vary within-subjects and/or within-items. *Psychological Methods, 23*(3), 389-411. <https://doi.org/10.1037/met0000159>
- Bryk, A. S., & Raudenbush, S. W. (1992a). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. Sage Publications, Inc.
- Bryk, A. S., & Raudenbush, S. W. (1992b). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. Sage Publications, Inc.
- Burke, M. J., & Dunlap, W. P. (2002). Estimating Interrater Agreement with the Average Deviation Index: A User's Guide. *Organizational Research Methods, 5*(2), 159-172. <https://doi.org/10.1177/1094428102005002002>
- Burstein, L., Linn, R. L., & Capell, F. J. (1978). Analyzing Multilevel Data in the Presence of Heterogeneous Within-Class Regressions: *Journal of Educational Statistics, 3*(4), 347-383. (Sage CA: Thousand Oaks, CA). <https://doi.org/10.3102/10769986003004347>
- Bush, R. P., Ortinau, D. J., Bush, A. J., & Hair Jr, J. F. (1990). Developing A Behavior Based Scale to Assess Retail Salesper. *Journal of Retailing, 66*(1), 119-136.
- Carless, S. A., Wearing, A. J., & Mann, L. (2000). A Short Measure of Transformational Leadership. *Journal of Business and Psychology, 14*(3), 389-405. <https://doi.org/10.1023/A:1022991115523>
- Castro, S. L. (2002). Data analytic methods for the analysis of multilevel questions: A comparison of intraclass correlation coefficients, rwg(j), hierarchical linear modeling, within- and between-analysis, and random group resampling. *The Leadership Quarterly, 13*(1), 69-93. [https://doi.org/10.1016/S1048-9843\(01\)00105-9](https://doi.org/10.1016/S1048-9843(01)00105-9)
- Chan, D. (1998). Functional relations among constructs in the same content domain at different levels of analysis: A typology of composition models. *Journal of Applied Psychology, 83*(2), 234-246. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.83.2.234>
- Cohen, M. P. (1988). Determining Sample Sizes for Surveys with Data Analyzed by Hierarchical Linear Models. *Journal of Official Statistics, 14*(3), 267-275.
- Cohen, M. P. (2005). Sample Size Considerations for Multilevel Surveys. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique, 73*(3), 279-287.
- Cole, B. L., & Hopkins, B. L. (1995). Manipulations of the relationship between reported self-efficacy and performance. *Journal of Organizational Behavior Management, 15*(1-2), 95-135.
- Cole, M. S., Bedeian, A. G., Hirschfeld, R. R., & Vogel, B. (2011). Dispersion-Composition Models in Multilevel Research: A Data-Analytic Framework. *Organizational Research Methods, 14*(4), 718-734. <https://doi.org/10.1177/1094428110389078>
- Costa, P. L., Graça, A. M., Marques-Quinteiro, P., Santos, C. M., Caetano, A., & Passos, A. M. (2013). Multilevel Research in the Field of Organizational Behavior: An Empirical Look at 10 Years of Theory and Research. *SAGE Open, 3*, 1-17. (Sage CA: Los Angeles, CA). <https://doi.org/10.1177/2158244013498244>

- Courseau, D. (2003). *Methodology and epistemology of multilevel analysis: Approaches from different social sciences*. London, United Kingdom: Springer Science & Business Media.
- Cronbach, L. J., & Webb, N. (1975). Between-Class and Within-Class Effects in a Reported Aptitude X Treatment Interaction: Reanalysis of a Study by G. L. Anderson. *Journal of Educational Psychology*, 67(6), 717-724.
- Curran, P. J., Bauer, D. J., & Willoughby, M. T. (2006). Testing and Probing Interactions in Hierarchical Linear Growth Models. İçinde C. S. Bergeman & S. M. Boker (Ed.), *Methodological issues in aging research* (ss. 99-129). Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Dansereau, F., Alutto, J. A., & Yammarino, F. J. (1984). *Theory Testing in Organizational Behavior: The Variant Approach*. Englewood Cliffs, N.J: Prentice Hall.
- De Leeuw, J., & Meijer, E. (2008a). Introduction to multilevel analysis. İçinde *Handbook of multilevel analysis* (ss. 1-75). Springer.
- De Leeuw, J., & Meijer, E. (2008b). Introduction to multilevel analysis. İçinde *Handbook of multilevel analysis* (ss. 1-75). Springer.
- De Leeuw, J., Meijer, E., & Goldstein, H. (2008). *Handbook of multilevel analysis*. Springer.
- DeCarlo, M. (2018). *Scientific Inquiry in Social Work*. Roanoke, VA: Open Social Work Education. Geliş tarihi gönderen <https://open.umn.edu/opentextbooks/textbooks/591>
- Dempster, A. P., Rubin, D. B., & Tsutakawa, R. K. (1981). Estimation in Covariance Components Models. *Journal of the American Statistical Association*, 76(374), 341-353. <https://doi.org/10.1080/01621459.1981.10477653>
- Department of Statistics and Data Sciences, T. U. of T. at A. (2012, Ağustos). *Getting Started with HLM 5 For Windows*. Geliş tarihi 27 Ekim 2020, gönderen Software Tutorials website: https://stat.utexas.edu/images/SSC/documents/SoftwareTutorials/HLM_GettingStarted.pdf
- Diez, R. (2002). A glossary for multilevel analysis. *Journal of epidemiology and community health*, 56(8), 588.
- Diez-Roux, A. V. (1998). Bringing context back into epidemiology: Variables and fallacies in multilevel analysis. *American Journal of Public Health*, 88(2), 216-222.
- DiPrete, T. A., & Forristal, J. D. (1994). Multilevel Models: Methods and Substance. *Annual Review of Sociology*, 20, 331-357.
- Dumdum, U. R., Lowe, K. B., & Avolio, B. J. (2013). A meta-analysis of transformational and transactional leadership correlates of effectiveness and satisfaction: An update and extension. İçinde B. J. Avolio & F. J. Yammarino, *Transformational and Charismatic Leadership: The Road Ahead 10th Anniversary Edition* (Volume 5, ss. 35-66). Oxford, UK: United Kingdom: Emerald Group Publishing Limited.
- Duncan, C., Jones, K., & Moon, G. (1998). Context, composition and heterogeneity: Using multilevel models in health research. *Social Science & Medicine* (1982), 46(1), 97-117. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(97\)00148-2](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(97)00148-2)
- Easterlin, R. A., & Sawangfa, O. (2009). Happiness and Domain Satisfaction: New Directions for the Economics of Happiness. İçinde A. K. Dutt & B. Radcliff (Ed.), *Happiness, Economics and Politics: Towards a Multi-Disciplinary Approach* (ss. 70-94). University of Notre Dame, US: Edward Elgar.

- Enders, C. K. (2013). Centering predictors and contextual effects. İçinde M. A. Scott, J. S. Simonoff, & B. D. Marx (Ed.), *The SAGE handbook of multilevel modeling* (ss. 89–108). Los Angeles, CA: SAGE Publications Ltd.
- Enders, C. K., & Tofighi, D. (2007). Centering predictor variables in cross-sectional multilevel models: A new look at an old issue. *Psychological Methods*, *12*(2), 121-138. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.2.121>
- Erol-Korkmaz, H. T. (2014). Çalışanların Günlük Duygu Durumu ve Üretim Karşılığı Davranışları Arasındaki İlişki: Genel Örgütsel Adalet Algısının Düzenleyici Rolü. *Türk Psikoloji Yazıları*, *17*(33), 77-87.
- Fernández-Castilla, B., Beretvas, S. N., Onghena, P., & Van den Noortgate, W. (2019). *Multilevel Models in Meta-Analysis: A Systematic Review of Their Application and Suggestions*. ZPID (Leibniz Institute for Psychology Information). <https://doi.org/10.23668/psycharchives.2478>
- Ferron, J. (1997). Teacher's Corner: Moving Between Hierarchical Modeling Notations. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, *22*(1), 119–123.
- Finch, H., & Bolin, J. (2016). *Multilevel Modeling Using Mplus* (1st Edition). Boca Raton, FL: Routledge.
- Firebaugh, G. (1979). Assessing Group Effects: A Comparison of Two Methods. *Sociological Methods & Research*, *7*, 384-395. (Sage CA: Thousand Oaks, CA). <https://doi.org/10.1177/004912417900700402>
- Freedman, D. A. (2002, Ağustos 1). *The Ecological Fallacy*. Geliş tarihi 28 Ekim 2019, gönderen University of California website: <https://www.stat.berkeley.edu/~census/ecofall.txt>
- Garson, G. David. (2013). Introductory Guide to HLM with HLM7 Software. İçinde G. Garson, *Hierarchical Linear Modeling: Guide and Applications* (ss. 55-96). 2455 Teller Road, Thousand Oaks California 91320 United States: SAGE Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781483384450.n3>
- Garson, George David. (2019). *Multilevel Modeling: Applications in STATA®, IBM® SPSS®, SAS®, R, & HLM7* (1st Edition). Los Angeles: SAGE Publications, Inc.
- Gelman, A. (2005). Analysis of Variance: Why It Is More Important than Ever. *The Annals of Statistics*, *33*(1), 1-31.
- Gelman, A., & Hill, J. (2006). *Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models*. Cambridge university press.
- Gill, J. (2003). Hierarchical linear models. *Encyclopedia of Social Measurement*. Amsterdam: Elsevier.
- Gill, J., & Womack, A. (2013). The Multilevel Model Framework. İçinde M. Scott, J. Simonoff, & B. Marx, *The SAGE Handbook of Multilevel Modeling* (ss. 3-20). 1 Oliver's Yard, 55 City Road, London EC1Y 1SP United Kingdom: SAGE Publications Ltd. <https://doi.org/10.4135/9781446247600.n1>
- Goddard, R. D., & Goddard, Y. L. (2001). A multilevel analysis of the relationship between teacher and collective efficacy in urban schools. *Teaching and Teacher Education*, *17*(7), 807-818. [https://doi.org/10.1016/S0742-051X\(01\)00032-4](https://doi.org/10.1016/S0742-051X(01)00032-4)
- Goldstein, H. (1987). *Multilevel models in education and social research*. Oxford University Press.

- Goldstein, H. (2003). Multilevel Modelling of Educational Data. İçinde D. Courceau (Ed.), *Methodology and Epistemology of Multilevel Analysis: Approaches from Different Social Sciences* (ss. 25-42). Dordrecht: Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-1-4020-4675-9_2
- Goldstein, H. (2011). *Multilevel statistical models* (4th edition). New York, NY: John Wiley & Sons.
- Gully, S. M., & Phillips, J. M. (2019). On finding your level. İçinde S. E. Humphrey & J. M. LeBreton (Ed.), *The handbook of multilevel theory, measurement, and analysis* (ss. 11-38). Washington, DC, US: American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/0000115-002>
- Hair Jr., J. F., & Fávero, L. P. (2019). Multilevel modeling for longitudinal data: Concepts and applications. *RAUSP Management Journal*, 54(4), 459-489. <https://doi.org/10.1108/RAUSP-04-2019-0059>
- Heck, R. (2015). *An Introduction to Multilevel Modeling Techniques: MLM and SEM Approaches Using Mplus*, Third Edition (3rd Edition). New York, NY: Routledge.
- Heck, R. H. (2008). *An Introduction to Multilevel Modeling Techniques*, Second Edition (2nd Edition). New York: Routledge.
- Heck, R. H., Thomas, S. L., & Tabata, L. N. (2013). *Multilevel and longitudinal modeling with IBM SPSS*. Routledge.
- Hedeker, D., Gibbons, R. D., & Waternaux, C. (2016). Sample Size Estimation for Longitudinal Designs with Attrition: Comparing Time-Related Contrasts Between Two Groups: *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 24, 70-93. (world). <https://doi.org/10.3102/10769986024001070>
- Hitt, M. A., Beamish, P. W., Jackson, S. E., & Mathieu, J. E. (2007). Building theoretical and empirical bridges across levels: Multilevel research in management. *Academy of Management Journal*, 50(6), 1385-1399. <https://doi.org/10.5465/AMJ.2007.28166219>
- Hofmann, D. A. (1997). An overview of the logic and rationale of hierarchical linear models. *Journal of Management*, 23(6), 723-744. [https://doi.org/10.1016/S0149-2063\(97\)90026-X](https://doi.org/10.1016/S0149-2063(97)90026-X)
- Hofmann, D. A. (2002). Issues in multilevel research: Theory development, measurement, and analysis. İçinde S. G. Rogelberg (Ed.), *Handbook of research methods in industrial and organizational psychology* (ss. 247-274). Malden: Blackwell Publishing.
- House, R., Rousseau, D. M., & Thomas-Hunt, M. (1995). The Meso paradigm: A framework for the integration of micro and macro organizational behavior. *Research in organizational behavior: an annual series of analytical essays and critical reviews*, 17, 71-114.
- Howell, J. M., & Avolio, B. J. (1993). Transformational leadership, transactional leadership, locus of control, and support for innovation: Key predictors of consolidated-business-unit performance. *Journal of Applied Psychology*, 78(6), 891-902. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.6.891>
- Hox, J. (1998). Multilevel Modeling: When and Why. İçinde I. Balderjahn, R. Mathar, & M. Schader (Ed.), *Classification, Data Analysis, and Data Highways* (ss. 147-154). Berlin, Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-72087-1_17
- Hox, J. J. (2002). *Multilevel analysis: Techniques and applications*. Mahwah, N.J: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hox, Joop J., Moerbeek, M., & Schoot, R. van de. (2010). *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*, Second Edition (2nd Edition). New York: Routledge.

- Hox, Joop J., Moerbeek, M., & Van de Schoot, R. (2017). *Multilevel analysis: Techniques and applications* (Third edition). New York, NY: Routledge.
- Hox, Joop J., & Roberts, J. K. (2010). *Handbook of Advanced Multilevel Analysis*. New York, NY: Routledge Handbooks Online. <https://doi.org/10.4324/9780203848852>
- Hox, Joop J., & Roberts, J. K. (2011). Multilevel analysis: Where we were and where we are. İçinde European Association for Methodology series. *Handbook for advanced multilevel analysis* (ss. 3-11). New York, NY, US: Routledge/Taylor & Francis Group.
- Iversen, G. R. (1991). *Contextual analysis /*. Newbury Park, CA: Sage Publications,.
- James, L. R. (1982). Aggregation bias in estimates of perceptual agreement. *Journal of Applied Psychology*, *67*(2), 219-229. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.67.2.219>
- James, L. R., Demaree, R. G., & Wolf, G. (1984). Estimating within-group interrater reliability with and without response bias. *Journal of Applied Psychology*, *69*(1), 85-98. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.69.1.85>
- James, L. R., Demaree, R. G., & Wolf, G. (1993). rwg: An assessment of within-group interrater agreement. *Journal of Applied Psychology*, *78*(2), 306-309. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.2.306>
- Jung, S. H., Kang, S. H., & Ahn, C. (2001). Sample size calculations for clustered binary data. *Statistics in Medicine*, *20*(13), 1971-1982. <https://doi.org/10.1002/sim.846>
- Kampkötter, P., Mohrenweiser, J., Sliwka, D., Steffes, S., & Wolter, S. (2016). Measuring the use of human resources practices and employee attitudes. *Evidence-based HRM: a Global Forum for Empirical Scholarship*, *4* (2), 94-115. Emerald Group Publishing Limited.
- Klein, K. J., & Kozlowski, S. W. J. (2000). From Micro to Meso: Critical Steps in Conceptualizing and Conducting Multilevel Research: *Organizational Research Methods*, *3*(3), 211-236. (world). <https://doi.org/10.1177/109442810033001>
- Kozlowski, S. W. J., & Klein, K. J. (2000). A multilevel approach to theory and research in organizations: Contextual, temporal, and emergent processes. İçinde K. J. Klein & S. W. J. Kozlowski (Ed.), *Multilevel theory, research, and methods in organizations: Foundations, extensions, and new directions* (ss. 3-90). San Francisco, CA, US: Jossey-Bass.
- Kreft, I., & de Leeuw, J. (1998). *Introducing multivlevel modeling* (ss. x, 149). Thousand Oaks, CA, US: Sage Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781849209366>
- Kreft, I. G., de Leeuw, J., & Aiken, L. S. (1995). The Effect of Different Forms of Centering in Hierarchical Linear Models. *Multivariate Behavioral Research*, *30*(1), 1-21. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3001_1
- Kreft, I. G. G., & Yoon, B. (1994, Nisan 4). *Are Multilevel Techniques Necessary? An Attempt at Demystification*. Program adı: Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, New Orleans, LA. Geliş tarihi gönderen <https://eric.ed.gov/?id=ED371033>
- Kuenzi, M., & Schminke, M. (2009). Assembling fragments into a lens: A review, critique, and proposed research agenda for the organizational work climate literature. *Journal of Management*, *35*(3), 634-717. <https://doi.org/10.1177/0149206308330559>

- Lee, E. W., & Dubin, N. (1994). Estimation and sample size considerations for clustered binary responses. *Statistics in Medicine*, 13(12), 1241-1252. <https://doi.org/10.1002/sim.4780131206>
- Lee, V. E. (2000). Using Hierarchical Linear Modeling to Study Social Contexts: The Case of School Effects. *Educational Psychologist*, 35(2), 125-141. https://doi.org/10.1207/S15326985EP3502_6
- Liu, G., & Liang, K. Y. (1997). Sample size calculations for studies with correlated observations. *Biometrics*, 53(3), 937-947.
- Luke, D. A. (2004). *Multilevel Modeling* (1st Edition). Thousand Oaks, Calif: SAGE Publications, Inc.
- Meyers, L. S., Gamst, G. C., & Guarino, A. J. (2013). *Performing Data Analysis Using IBM SPSS* (1st Edition). Hoboken: Wiley.
- Miller, J. E. (2004). *The Chicago Guide to Writing about Numbers* (1st Edition). Chicago: University Of Chicago Press.
- Miller, J. E. (2013). *The Chicago Guide to Writing about Multivariate Analysis*, Second Edition (Second edition). Chicago: University of Chicago Press.
- Milli Eğitim Bakanlığı. (2019, Ocak 8). TIMSS Nedir? Geliş tarihi 20 Haziran 2019, gönderen TIMSS Uluslararası Matematik ve Fen Eğilimleri Araştırması website: <http://timss.meb.gov.tr/www/timss-nedir/icerik/4>
- Moerbeek, M., Breukelen, G. J. P. V., Berger, M. P. F., & Ausems, M. A. M. (2003). Optimal Sample Sizes in Experimental Designs With Individuals Nested Within Clusters. *Understanding Statistics*, 2(3), 151-175. https://doi.org/10.1207/S15328031US0203_01
- Moerbeek, M., Breukelen, G. J. P. van, & Berger, M. P. F. (2000). Design Issues for Experiments in Multilevel Populations: *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 25(3), 271-284. (Sage CA: Los Angeles, CA). <https://doi.org/10.3102/10769986025003271>
- Monsalves, M. J., Bangdiwala, A. S., Thabane, A., & Bangdiwala, S. I. (2020). LEVEL (Logical Explanations & Visualizations of Estimates in Linear mixed models): Recommendations for reporting multilevel data and analyses. *BMC Medical Research Methodology*, 20(1), 3. <https://doi.org/10.1186/s12874-019-0876-8>
- Mossholder, K. W., & Bedeian, A. G. (1983). Cross-level inference and organizational research: Perspectives on interpretation and application. *The Academy of Management Review*, 8(4), 547-558. <https://doi.org/10.2307/258256>
- Nezlek, J. B. (2011). *Multilevel Modeling for Social and Personality Psychology* (1st Edition). Los Angeles, Calif. ; London: SAGE Publications Ltd.
- Nishii, L. H., Lepak, D. P., & Schneider, B. (2008). Employee attributions of the “why” of HR practices: Their effects on employee attitudes and behaviors, and customer satisfaction. *Personnel psychology*, 61(3), 503–545. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2008.00121.x>
- Norusis, M. (2011). *IBM SPSS Statistics 19 Advanced Statistical Procedures Companion* (1st Edition). Upper Saddle River: Addison Wesley.
- Osborne, J. W. (2000). Advantages of Hierarchical Linear Modeling. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 7(1), 1-4. <https://doi.org/10.7275/PMGN-ZX89>

- Osborne, J. W., & Neupert, S. D. (2013). A Brief Introduction to Hierarchical Linear Modeling. İçinde T. Teo (Ed.), *Handbook of Quantitative Methods for Educational Research* (ss. 187-198). Rotterdam: SensePublishers. https://doi.org/10.1007/978-94-6209-404-8_9
- Paccagnella, O. (2016). Centering or Not Centering in Multilevel Models? The Role of the Group Mean and the Assessment of Group Effects. *Evaluation Review*, 30(1), 66-85. (Sage CA: Thousand Oaks, CA). <https://doi.org/10.1177/0193841X05275649>
- Palardy, G. J. (2011). Review of HLM 7. *Social Science Computer Review*, 29(4), 515-520. <https://doi.org/10.1177/0894439311413437>
- Park, H. S. (2008). Centering in Hierarchical Linear Modeling. *Communication Methods and Measures*, 2(4), 227-259. <https://doi.org/10.1080/19312450802310466>
- Peña-Suárez, E., Muñiz, J., Campillo-Álvarez, A., Fonseca-Pedrero, E., & García-Cueto, E. (2013). Assessing organizational climate: Psychometric properties of the CLIOR Scale. *Psicothema*, 25(1), 137-144. <https://doi.org/10.7334/psicothema2012.260>
- Platon(Eflatun). (2016). *Devlet*. İstanbul: İş Bankası Kültür Yayınları. Geliş tarihi gönderen <https://www.kitapyurdu.com/kitap/devlet/391995.html>
- Plewis, I., & Hurry, J. (1998). A Multilevel Perspective on the Design and Analysis of Intervention Studies. *Educational Research and Evaluation*, 4(1), 13-26. <https://doi.org/10.1076/edre.4.1.13.13014>
- Preacher, K. J., Curran, P. J., & Bauer, D. J. (2006). Computational Tools for Probing Interactions in Multiple Linear Regression, Multilevel Modeling, and Latent Curve Analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 31(4), 437-448. <https://doi.org/10.3102/10769986031004437>
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2001). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (2nd Edition). Thousand Oaks: SAGE Publications, Inc.
- Raudenbush, S. W., Bryk, A. S., Cheong, Y. F., & Jr, R. T. C. (2004). *HLM 6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*. Lincolnwood, Ill: Scientific Software International, Inc.
- Raudenbush, S. W., & Liu, X. (2000). Statistical power and optimal design for multisite randomized trials. *Psychological Methods*, 5(2), 199-213. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.5.2.199>
- Reise S., Duan N., eds, *Multilevel Modeling*, 2003.pdf. (t.y.). Geliş tarihi gönderen <http://inis.jinr.ru/sl/Simulation/Reise%20S.,%20Duan%20N.,%20eds,%20Multilevel%20Modeling,%202003.pdf>
- Reise, S. P., & Duan, N. (Ed.). (2003). *Multilevel modeling: Methodological advances, issues, and applications* (ss. vii, 314). Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Riley, M. W. (1963). *Sociological Research I: A Case Approach*. Harcourt, Brace & World, Inc.
- Robert, S. A., & Reither, E. N. (2004). A multilevel analysis of race, community disadvantage, and body mass index among adults in the US. *Social Science & Medicine* (1982), 59(12), 2421-2434. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.03.034>
- Rousseau, D. M. (1985). Issues of level in organizational research: Multi-level and cross-level perspectives. *Research in Organizational Behavior*, 7, 1-37.

- Russo, F. (2009). *Causality and Causal Modelling in the Social Sciences: Measuring Variations*. Springer Netherlands. <https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8817-9>
- Scheuch, E. K. (1969). Social context and individual behavior. İçinde M. Dogan & S. Rokkam (Ed.), *Social ecology* (ss. 133–155). Boston: The MIT Press.
- Schneider, B., & Reichers, A. E. (1983). On the Etiology of Climates. *Personnel Psychology*, 36(1), 19-39. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1983.tb00500.x>
- Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (2010). The general self-efficacy scale (GSE). *Anxiety, Stress, and Coping*, 12(1), 329–345.
- Searle, S. R., Casella, G., & McCulloch, C. E. (2009). *Variance components*. John Wiley & Sons.
- Seltman, H. J. (2015). Experimental design and analysis. Geliş tarihi gönderen *Experimental Design for Behavioral and Social Sciences* website: <http://www.stat.cmu.edu/~hseltman/309/>
- Short, J. C., Piccolo, G., Powell, A., & Ives, B. (2005). Investigating Multilevel Relationships in Information Systems Research: An Application to Virtual Teams Research Using Hierarchical Linear Modeling. *JITTA : Journal of Information Technology Theory and Application*, 7(3), Article 5 (1-26).
- Shrout, P. E., & Fleiss, J. L. (1979). Intraclass correlations: Uses in assessing rater reliability. *Psychological Bulletin*, 86(2), 420-428. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.86.2.420>
- Smith, R. B. (2011). *Multilevel modeling of social problems: A causal perspective*. Springer Science & Business Media.
- Snijders, T. A. B., & Bosker, R. J. (1993). Standard Errors and Sample Sizes for Two-Level Research: *Journal of Educational Statistics*, 18(3), 237-259. (Sage CA: Los Angeles, CA). <https://doi.org/10.3102/10769986018003237>
- Snijders, T. A., & Bosker, R. J. (2011). *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. Sage.
- Steenbergen, M. R., & Jones, B. S. (2002). Modeling Multilevel Data Structures. *American Journal of Political Science*, 46(1), 218-237. <https://doi.org/10.2307/3088424>
- Şahin, F. (2012). The mediating effect of leader–member exchange on the relationship between Theory X and Y management styles and affective commitment: A multilevel analysis. *Journal of Management & Organization*, 18(2), 159-174. <https://doi.org/10.5172/jmo.2012.18.2.159>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed, ss. xxvii, 980). Boston, MA: Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Tom, A. B., Bosker, T. A. S. R. J., & Bosker, R. J. (1999). *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. sage.
- TÜİK - Kurumsal. (t.y.). Geliş tarihi 28 Ekim 2020, gönderen <https://www.tuik.gov.tr/tr/>
- Twisk, J. W. R. (2006). *Applied Multilevel Analysis: A Practical Guide*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511610806>
- van den Eeden, P., & Hüttner, H. J. M. (1982). A Short History of Multi-Level Research. *Current Sociology*, 30(3), 9-25. <https://doi.org/10.1177/001139282030003004>

- van Mierlo, H., Vermunt, J. K., & Rutte, C. G. (2009). Composing Group-Level Constructs From Individual-Level Survey Data. *Organizational Research Methods*, 12(2), 368-392. <https://doi.org/10.1177/1094428107309322>
- VandenBos, G. R. (Ed.). (2015). *APA dictionary of psychology*, 2nd ed (ss. xv, 1204). Washington, DC, US: American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14646-000>
- Wang, H., Law, K. S., Hackett, R. D., Wang, D., & Chen, Z. X. (2005). Leader-Member Exchange as a Mediator of the Relationship Between Transformational Leadership and Followers' Performance and Organizational Citizenship Behavior. *Academy of Management Journal*, 48(3), 420-432. <https://doi.org/10.5465/amj.2005.17407908>
- Wang, J., Xie, H., & Fisher, J. F. (2011). *Multilevel Models: Applications using SAS®*. Walter de Gruyter.
- Wang, L. P., & Maxwell, S. E. (2015). On disaggregating between-person and within-person effects with longitudinal data using multilevel models. *Psychological Methods*, 20(1), 63-83. <https://doi.org/10.1037/met0000030>
- Williams, L. J., & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of management*, 17(3), 601-617.
- Woltman, H., Feldstain, A., MacKay, J. C., & Rocchi, M. (2012). An introduction to hierarchical linear modeling. *Tutorials in quantitative methods for psychology*, 8(1), 52-69.
- Wooldridge, J. (2005). Fixed-Effects and Related Estimators for Correlated Random-Coefficient and Treatment-Effect Panel Data Models. *The Review of Economics and Statistics*, 87(2), 385-390.



EK 1

Çok Düzeyli Analiz için Raporlama Kılavuzu



ÇOK DÜZEYLİ ANALİZ İÇİN RAPORLAMA KILAVUZU

Aşağıda çok düzeyli analiz için raporlaştırma (makale veya tez yazımı gibi) sürecinde önemli görülen hususlar üzerinde durulmuştur. Bu hususların, okuyucu olarak sizlere, genel bir rehber oluşturduğunu hatırlatmak isteriz. Öncelikle, metodoloji konularında araştırmalar yayımlayan akademik dergilere çalışmanızı göndermeyi düşünmüyorsanız, istatistikler ve analizlerin kendileri, maddi bulgulardan daha az önemli olmalıdır. Bazen, analizlerinizin yönlerini ayrıntılı olarak açıklamaya ihtiyaç duyabilir veya bunu yapmak isteyebilirsiniz, ancak çoğu zaman, analizler kendi başına bir amaç değil, bir amaca yönelik bir araç olduğunu unutmayın. Diğer bir husus, araştırmanızın hedef kitesini oluşturacak olan okuyucularınızın çok düzeyli modeller açısından önemli ölçüde farklılık göstereceğini varsayın. Sosyal bilim ve diğer disiplinlerdeki araştırmacıların belki de çok düzeyli modellerle aşina olmayacağını ve kendi çalışmalarını için onu bilmek durumunda olmayacağını unutmayın. Her halükarda, esas olarak sonuçlarınızla ilgilenebilirler.

Genel bir ilke olarak, çalışmanızı raporlaştırırken, ilerde araştırmacıların sizin çalışmanızı tekrarlayabilecek ölçüde yeterli detay sunmalısınız.

Veri yapısı

Okuyuculara verinizin hiyerarşik yapıda olduğunu açıkça göstermelisiniz. Burada önemli olan iç içe geçmiş yapıdır. Klasik olarak çok düzeyli modellerde, hiyerarşik yapı normalde kesindir ve iki kriteri karşılar: (1) alt düzey gruptaki birimler daha yüksek düzey gruba dahil edilmeli ve (2) aynı düzeydeki başka bir grupta yer almamalıdır (örneğin bir sınıftaki öğrenciler gibi). Veri yapısı raporlanırken, her analiz düzeyinde kaç gözlemin bulunduğu belirtilmelidir. Ayrıca en alt analiz düzeyinde düzey-1'deki gözlemlerin dağılımına ilişkin (ortalama, standart sapma gibi) bilgiler verilmelidir. Bazı durumlarda; üst düzey başına düşen alt düzeydeki gözlem sayısına ilişkin minimum ve maksimum değerler veya ortalama değerler de sunulabilir.

Merkezileştirme

Her analiz düzeyinde bulunan değişkenlerin nasıl merkezileştirildiği açık bir şekilde ifade edilmelidir. Örneğin "düzey-1'de yer alan yordayıcı değişkenlerin tümü grup ortalaması etrafında merkezileştirilmiştir" şeklinde bir cümle kurabilirsiniz. Merkezileştirme işlemine dair gerekçeniz varsa mutlaka belirtiniz.

Model denklemleri

Çok düzeyli modellere ait denklemleri rapor etmenizde fayda vardır. Her bir analiz düzeyinde kullanılan denklemleri belirterek analizleri nasıl yaptığınızı göstermiş olursunuz. Belki de araştırmanızdaki tüm modeller için denklemleri sunma gerekliliği olmayabilir, ancak en azından analizleriniz için kullandığınız temel denklemi göstermeniz yeterli olabilir.

Betimleyici istatistikler

Çok düzeyli modelleri kapsayan bir çalışmada betimleyici veya tanımlayıcı analiz, tüm düzeylerde ilgili sonuçların analizlerini ve tüm düzeylerdeki değişkenlerin dağılımını içermelidir. Bu adım aynı zamanda araştırmacının olağandışı durumları görmesine yardımcı olur; örneğin kayıp veri veya normal olmayan dağılım şekilleri gibi verilerdeki düzensizlikleri ortaya çıkarmasını sağlar. Ayrıca, hangi değişkenler arasında ilişki olduğunu ve bunların modellemede nasıl dikkate alınacağını anlamada yardımcı olur. Çok düzeyli

olmayan tanımlayıcı istatistiksel analizde olduğu gibi kullanılacak özet istatistiklerin seçimi, değişkenin türüne bağlı olacaktır (örneğin sürekli değişkenler için ortalama, standart sapma; kategorik değişkenler için oranlar gibi). Çok düzeyli bir veri yapısı için temel tanımlayıcı istatistikler, her düzey için ortalama ve varyans tahminleri, koşulsuz (null model) analizlerle sağlanır. Bir araştırma raporunda bağımlı ve bağımsız ölçümler için bu tür tanımlayıcı istatistikler sağlamak, okuyucuların sonuçlarınızı anlamasına yardımcı olabilecektir.

Model analizlerin raporlanması

Korelasyon gibi istatistiklerin anlamlılığını değerlendiren tanımlayıcı iki değişkenli analizler, gözlemlerdeki korelasyonu esas almalıdır. Burada odak, ilgili seviyede bağımlı değişkenin diğer değişkenlerle arasındaki korelasyon incelenmeli ve sunulmalıdır. Çok düzeyli modelleme analizlerinin çoğunun odak noktası, ilişkileri test eden katsayıların sabit etki kısmıdır. Model analizlerinde istatistiksel test sonuçlarını raporlarken, genellikle, gamma, t oranı ve p değerinin verilmesi önerilmektedir.

Diğer taraftan; uyum indeksleri hem sabit hem de tesadüfi bileşenleri içerir ve hipotezler kendi başına hata yapılarıyla ilgili olmadıkça, genel model uyumları, ilgili olmayan modeller arasındaki farklılıkları test ediyor olabilir. Modellerin sıralı karşılaştırmaları tipik olarak nihai modeller tarafından sağlananların üzerinde ve ötesinde birkaç fikir sunar. Yordayıcı değişkenlerin eklenmesinin bir sonucu olarak bir modelde meydana gelen değişiklikler önemli bir katkı sağlıyorsa, o zaman elbette model karşılaştırmasına ait istatistikler raporlanmalıdır.

“Nihai” model için, sabit etkiler sonuçlarının raporlanmasına ek olarak, varyans bileşenleri veya grup içi korelasyon katsayısı (ICC) de rapor edilmelidir. Okuyucunun açıklayıcı değişkenlerin etkisini anlayabilmesi için, bunları koşulsuz (null model) (yani bağımsız değişkenler olmadan) ve son model (ve diğer ‘ara’ modeller) için rapor etmek özellikle ilgi çekici olabilir. Böylece okuyucu, açıklayıcı değişkenlerin varyans bileşenleri üzerindeki etkisini anlayabilir. Ayrıca modellere rastgele kesişimler ve tesadüfi eğimler dahil edilirse, tesadüfi etkiler arasındaki tahmini korelasyon yapısının da sunulması gerektiğini unutmayın. Son olarak, Akaike Information Criterion (AIC) veya Bayesian Information Criterion (BIC) gibi model uyumu ölçüleri okuyucular için yararlı olabilir.

Aşağıdaki tabloda, çok düzeyli model analizinde dikkat edilmesi önerilen bir takım hususlar kısaca özetlenmiştir.

Çok Düzeyli Modelleme Çalışması Raporlamasında Dikkat Edilmesi Gereken Hususlar¹

Araştırma Raporunun Kısımları	Gerekli Hususlar, Tavsiyeler ve Beklenenler
Başlık ve Özet	<ul style="list-style-type: none"> Başlıkta çok önemli değil, ancak çalışmanın hiyerarşik olması ve analizlerin çok düzeyli olması özette belirtilmelidir (TAVSİYE) Özet, analizlerde dikkate alınan çeşitli düzeylerden hangi çok düzeyli modellemenin kullanıldığından bahsetmelidir (GEREKLİ)

1. Bu tablo çeşitli kaynaklardan (Miller, 2013; Monsalves vd., 2020; Nezek, 2011) esinlenilerek oluşturulmuştur.

Giriş	
Teorik altyapı	<ul style="list-style-type: none"> Çalışma tasarımının hiyerarşik olması ve analizlerin çok düzeyli olması için gerekçe sağlayın (BEKLENEN)
Amaç	<ul style="list-style-type: none"> Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin hangi düzeyde ele alındığını belirtin (TAVSİYE)
Yöntem	
Araştırma tasarımı	<ul style="list-style-type: none"> Çalışma için çok düzeyli bir grafik oluşturun (TAVSİYE) Analiz düzeylerini doğrulayın (GEREKLİ)
Örneklem	<ul style="list-style-type: none"> Her düzeyin birim sayısını, uygunluk kriterlerini ve seçim kaynaklarını ve örnekleme tekniğini gösterin (GEREKLİ) Tekrarlı ölçümler tasarlanıyorsa, tekrar yöntemlerinin açıklamasını ve zaman aralığını sağlayın (GEREKLİ) Düzeyler boyunca birimlerdeki kayıpları ve dengesizlikleri tanımlayın (BEKLENEN)
Değişkenler / veri yapısı	<ul style="list-style-type: none"> Çok düzeyli model denklemini yazın – bunu ekte gösterebilirsiniz (GEREKLİ) Kullanılan değişkenlerden ve hangi düzeyden olduğundan söz edin (GEREKLİ)
Örneklem büyüklüğü	<ul style="list-style-type: none"> Her düzey için, örneklem büyüklüğünün hesaplamasının ayrıntılarını sağlayın (GEREKLİ) Literatürde yer alan önceki çalışmalardan yararlanarak grup içi korelasyon katsayısını doğrulayın (BEKLENEN)
İstatistiksel yöntemler	<ul style="list-style-type: none"> Veri setindeki korelasyonun nasıl ele alındığını ayrıntılı olarak açıklayan tanımlayıcı ve çıkarımsal tüm istatistiksel yöntemleri tanımlayın (BEKLENEN) Kullanılan tahmin prosedüründen söz edin (örneğin, sınırlı maksimum olasılık) (TAVSİYE) Boş model ve diğer modeller için varyans bileşenlerini sağlayın (TAVSİYE) İlk modelde dikkate alınan değişkenleri ve sonraki modele dahil olanları gerekçelendirin (GEREKLİ) Model seçimini gerekçelendirin (GEREKLİ)
Bulgular	
Katılımcılar	<ul style="list-style-type: none"> Kayıp veya eksik veriler orijinal sayıları etkileyebileceğinden, nihai modeldeki her düzeyden birim sayısını bildirin (GEREKLİ) Düzeylerde yer alan birimlerle ilgili bir grafik sunun (TAVSİYE)
Betimleyici istatistikler	<ul style="list-style-type: none"> Her bir değişken için eksik verileri olan katılımcıların sayısını düzeye göre belirtin (TAVSİYE) Grafikleri ve tabloları sunarken düzeyi belirtin (BEKLENEN) Açıklayıcı tek değişkenli veya iki değişkenli analizde bile varyansları kontrol edin (GEREKLİ)
Modelleme bulguları	<ul style="list-style-type: none"> Model denklemini ve tahminleri sunun - belki ekte gösterilebilir (TAVSİYE) Boş model ve diğer modeller için sabit etkileri, grup içi korelasyon katsayısı, varyans bileşenleri kapsayan özet bir tablo oluşturun (GEREKLİ) Model uyum istatistiklerini raporlayın (GEREKLİ) Başka analizler yapıldıysa (örneğin belli bir düzeyde araştırma modelinin doğrulanması için yapılan analizler gibi), onlara ilişkin bulguları raporlayın (TAVSİYE)



EK 2

Çok Düzeyli Analiz için Terimler Sözlüğü



ÇOK DÜZEYLİ ANALİZ İÇİN TERİMLER SÖZLÜĞÜ

Açıklayıcı değişken (explanatory variable): Bağımsız değişken olarak da bilinir. Modelin sabit kısmında genellikle X ve tesadüfi kısımda Z ile gösterilir.

Açıklanan varyans (explained varyans): Açıklanan varyans (açıklanmış varyasyon olarak da adlandırılır), bir model ile gerçek veriler arasındaki tutarsızlığı ölçmek için kullanılır. Baş-ka bir deyişle, modelin toplam varyansının gerçekte mevcut olan ve hata varyansından kay-naklanmayan faktörlerle açıklanan kısmıdır.

Aldatıcı ilişki (spurious relationship): Sahte bir ilişkidir, iki veya daha fazla olay veya de-ğişkenin, tesadüfi veya belirli bir üçüncü, görünmeyen faktörün varlığı nedeniyle ilişkili ol-duğu ancak nedensel olarak ilişkili olmadığı bir ilişki türüdür.

Anlamlılık düzeyi (significance level): Alfa veya α olarak da adlandırılan anlamlılık (mani-darlık) düzeyi, sıfır (null) hipotezi reddetmeden ve etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna varmadan önce örnekleme bulunması gereken kanıtın gücünün bir ölçüsüdür. An-lamlılık düzeyi, do-ğru olduğunda sıfır hipotezini reddetme olasılığıdır.

Artık değerler (residual): Kalıntı veya hata olarak da adlandırılır, bir veri noktası ile regres-yon çizgisi arasındaki dikey mesafedir. Di-ğer bir deyişle, artık, regresyon çizgisiyle açıklan-mayan hatadır.

Artık varyans (residual variance): Tüm yordayıcıları (bağımsız değişkenler) ve ilgili rastge-le etkileri hesaba kattıktan sonra sonuç değişkeninde (bağımlı değişken) kalan varyanstır.

Atomistik yanlış (atomistic fallacy): Bu yanlış bazen bireysel düzey verilerine dayalı ola-rak gruplar arasındaki değişkenliğe (veya grup düzeyindeki değişkenler arasındaki ilişkiye) ilişkin çıkarımlar yaparken ortaya çıkar, veya daha genel olarak, daha düşük düzeydeki birim-ler için toplanan verilere dayalı olarak daha yüksek düzeyde tanımlanan birimler arasındaki değişkenliğe ilişkin çıkarımlar yapma yanlışlığıdır.

Bağlamsal analiz (contextual analysis): Başlangıçta sosyolojide kolektif veya grup özellik-lerinin bireysel düzeydeki sonuçlar üzerindeki etkisini araştırmak için kullanılan analitik bir yaklaşımdır.

Bağlamsal etkiler (contextual effects): Bu ifade, genellikle, daha yüksek bir düzeyde (ge-nellikle grup seviyesinde) tanımlanan değişkenlerin, ilgili bireysel seviye (daha düşük düzey) karıştıracı unsurları kontrol ettikten sonra daha düşük düzeyde (genellikle bireysel seviyede) tanımlanan sonuçlar üzerindeki etkilerine atıfta bulunmak için kullanılır.

Bağlamsal etkiler modeli (contextual effects model): Bireysel düzeydeki sonuçların yorda-yıcıları olarak hem grup düzeyi hem de bireysel düzey değişkenlerini içeren; analiz birimleri olarak bireyleri ele alan regresyon modelleridir. Geleneksel bağlamsal etki modelleri, tüm katsayıların sabit olarak modellendiği çok düzeyli modellere eşdeğerdir (grup düzeyi veya düzey 2 denklemlerine hiçbir hata terimi dahil edilmemiştir).

Beta katsayısı (beta coefficient): Regresyon katsayısı veya beta ağırlığı olarak da bilinen beta katsayısı, verilerin standardize edildiği ve böylece bağımlı ve bağımsız değişkenlerin varyanslarının 1'e eşit olduğu bir regresyon analizinden elde edilen tahminlerdir. Beta katsa-yısı, bağımsız değişkendeki her 1 birimlik değişiklik için sonuç değişkenindeki değişimin derecesidir.

Betimleyici istatistikler (descriptive statistics): Betimleyici veya tanımlayıcı istatistikler, belirli bir veri setini özetleyen kısa tanımlayıcı katsayılardır; bu, popülasyonun tümünün bir temsili veya bir örneği olabilir.

Birim (unit): Bir veri hiyerarşisi düzeyinde tanımlanan bir varlıktır. Örneğin, bireysel bir öğrenci, okul gibi düzey-2 ünite içerisinde düzey-1'de bulunan bir birimdir.

Birlikte doğrusallık (collinearity): Çoklu doğrusal bağlantı veya çoklu birlikte doğrusallık (multicollinearity) ve birlikte doğrusal bağlantı, bazı bağımsız değişkenlerin yüksek oranda ilişkili olduğu bir durumdur.

Çapraz düzey etkileri (cross level effects): Daha yüksek düzeydeki değişkenlerin (örneğin, grup seviyesindeki değişkenler) daha düşük düzeydeki sonuçlar (örneğin, bireysel seviyedeki sonuçlar) üzerindeki ana etkilerine; aynı zamanda daha düşük düzeyli (bireysel seviye) değişkenlerin etkilerinin daha yüksek düzeyli (grup seviyesi) değişkenler tarafından değiştirilmesine atıfta bulunmak için kullanılan terim.

Çapraz düzey etkileşimi (cross level interaction): Düzeylerarası etkileşim olarak da bilinen bu ifade; daha yüksek düzeyli ve daha düşük düzeyli değişkenler arasındaki etkileşime, yani, daha düşük düzeyli değişkenlerin etkilerinin, daha düşük düzeyli birimlerin ait olduğu daha yüksek düzeyli birimlerin özelliklerine göre değiştirilmesini (veya tam tersi) gösterir.

Çapraz sınıflandırma (cross classification): Daha düşük düzeydeki birimlerin, daha yüksek düzeydeki birimlerin farklı biçimde sınıflandırılmasıyla oluşan hücreleri içinde gruplandığı bir yapıdır.

Çok değişkenli analiz (multivariate analysis): Çok değişkenli veri analizi, birden fazla veri değişkenini aynı anda dikkate alarak çok boyutlu verilerdeki modelleri inceleyen bir dizi istatistiksel modeldir.

Çok düzeyli veri (multilevel data): Hiyerarşik (hierarchical), kümelenmiş (clustered), iç içe geçmiş (nested) veri olarak da adlandırılır. Bazı içsel grup üyeliği veya hiyerarşik yapısı (örneğin okullardaki öğrenciler, firmalardaki çalışanlar) olan veriyi ifade eder.

Çok düzeyli modeller (multilevel models): Hiyerarşik doğrusal modeller (hierarchical linear models - HLM) olarak da adlandırılır. Bir tür kümelenmiş verilerin analizi için uyarlanmış, genel doğrusal modeller sınıfına ait istatistiksel prosedürdür.

Çoklu üyelik (multiple membership): Bir düzey biriminin bir veya daha fazla üst düzey birimin içine yerleştirilebileceği bir yapıdır.

Düzye (level): Bir veri hiyerarşisinin bir bileşenidir. Düzey-1 en düşük seviyedir, örneğin okullardaki öğrenciler veya bireysel katılımcılarda tekrarlanan ölçümler gibi.

Düzye n varyasyonu (level n variation): Düzey n birim ölçümleri arasındaki varyasyondur.

Doğrusal regresyon analizi (linear regression analysis): Basit doğrusal regresyon analizi, sürekli bir sonuç değişkeninin (veya bağımlı değişkenin) bir yordayıcı değişkendeki (veya bağımsız değişkendeki) birim değişim başına nasıl değiştiğini değerlendirir. Çoklu doğrusal regresyon analizi (multiple linear regression analysis), 1 bağımlı değişken ile 1'den fazla bağımsız değişken arasındaki ilişkiyi değerlendirir.

Eğim (slope): Bir regresyon çizgisinin eğimi, bağımsız değişken değiştikçe bağımlı değişkendeki değişim oranını temsil eder. Bağımlı değişken (y), bağımsız değişkene (x) bağlı olduğundan, eğim, x olarak verilen y'nin tahmin edilen değerlerini tanımlar.

Ekolojik yanlılık (ecological fallacy): Bu yanlılık bazen bireysel düzeyde (yani, bireysel düzey değişkenleri arasındaki ilişkilerle ilgili olarak) grup düzeyindeki verilere dayalı çıkarımlar yapılırken ortaya çıkar.

Eş varyanslılık (homoscedasticity): Eşzamanlı varyans, hata teriminin (yani, bağımsız değişkenler ile bağımlı değişken arasındaki ilişkideki "gürültü" veya tesadüfi bozulma) bağımsız değişkenlerin tüm değerlerinde aynı olduğu bir durumu tanımlar.

Etki büyüklüğü (effect size): Etki büyüklüğü çeşitli şekillerde tanımlanmıştır, ancak son çalışmalar bunu "bir araştırma sorusunu ele almak için kullanılan bazı olgunun büyüklüğünün nicel bir yansıması" olarak kabul etmektedir. Daha spesifik olarak, etki büyüklüğünün ölçülmesi, ya açıklanan varyans ölçüleri ya da standartlaştırılmış etki büyüklüğü ölçüleri olarak genelde kategorize edilebilir.

Grup içi korelasyon katsayısı (intraclass correlation coefficient -ICC): Aynı gruptaki bireylerin, farklı gruplardaki bireylere göre birbirlerine ne ölçüde daha fazla benzediğini açıklayan bir ölçüdür.

Güven aralığı (confidence interval): Güven aralığı, belirli bir güven derecesine sahip bir popülasyon değeri içermesi muhtemel bir değerler aralığıdır. Genellikle, popülasyon ortalamasının bir üst ve alt aralık arasında yer aldığı bir % olarak ifade edilir. % 95 güven aralığı, popülasyonun gerçek ortalamasını içerdiğinden % 95 oranında emin olunan bir değer aralığıdır.

İç içe geçme (nesting): Yuvalanma olarak da bilinir, birimlerin bir hiyerarşi içinde kümelenmesi.

İstatistiksel güç (statistical power): Çok düzeyli modellerde örneklem büyüklüğü ile ilgili-dir. Düzey-1 etkilerinin gücü, bireysel gözlemlerin sayısına bağlıken, düzey-2 etkilerinin gücü grupların sayısına bağlıdır.

Karıştırıcı değişken (confounding variable): Bir karıştırıcı (ayrıca, karıştırıcı faktör veya gizlenen değişken), hem bağımlı değişkeni hem de bağımsız değişkeni etkileyen ve sahte bir ilişkiye neden olan bir değişkendir.

Kesişim (intercept): Kesişim (genellikle sabit olarak adlandırılır), tüm bağımsız değişkenler sıfır olduğunda bağımlı değişkenin beklenen ortalama değeridir.

Kovaryans analizi (Analysis of covariance - ANCOVA): Sürekli bir sonuç değişkeninin gruplar arasında karşılaştırıldığı, varyans analizinde açıklandığı gibi 1 veya daha fazla sürekli ortak değişkenin (covariates) katıldığı ANOVA'nın bir uzantısıdır. Kovaryans analizi, kontrolsüz bağımsız değişkenlerin (örneğin yaş gibi) etkisi dikkate alınarak, kontrollü bağımsız değişkenlerin etkisine ilişkin bağımlı değişkenlerin ortalama değerlerindeki farklılıkların incelenmesinde kullanılır.

Küme (cluster): Daha düşük düzey birimleri içeren bir gruplamadır. Örneğin, bir saha araştırmasında bir semtteki hanelerin oluşturduğu grup bir kümedir.

Kümeleştirilmiş veri (aggregate data): Daha yüksek düzeyli birimin oluşturulduğu daha düşük düzeyli birimlerin (örneğin, grup içindeki bireylerin) bilgilerinin birleştirilmesiyle oluşturulmuş daha yüksek düzeyli bir birimin (örneğin, bir grup), verilerini veya değişkenlerini ifade etmek için kullanılan terimdir.

Ölçüt değişken (criterion variable): Bir ölçüt değişkeni, bağımlı bir değişken veya bir sonuç değişkeni için başka bir addir. Bu, istatistiksel bir analizde tahmin edilen değişkendir.

Sabit etkiler (fixed effects): Bir faktörün düzeylerinin araştırmacının tüm ilgi düzeylerini içerdiği bir durumdur (örneğin, cinsiyet: erkek veya kadın).

Sabit kısım (fixed part): Modelin $X\beta$ ile temsil edilen kısmı, yani ortalama ilişki.

Sonuç değişkeni (outcome variable): Bağımlı değişken olarak da bilinir. Y ile gösterilir.

Tasarım matrisi (design matrix): Modelin sabit kısmında, X açıklayıcı değişken değerleri-nin matrisidir. Tesadüfi kısımda, Z açıklayıcı değişkenlerin matrisidir.

Tekrarlı ölçümler (repeated measures): Tekrarlanan ölçümler tasarımı, bağımsız değişkenin her koşulunda aynı katılımcıların yer aldığı deneysel bir tasarımıdır. Bu, deneyin her koşulu-nun aynı katılımcı grubunu içerdiği anlamına gelir. Bu iki veya daha fazla zaman periyodu boyunca aynı değişkenin birden fazla ölçümünü içeren bir araştırma tasarımı olabileceği gibi; aynı veya eşleştirilmiş konular üzerinde farklı koşullar altında da birden fazla ölçümü de içerebilir.

Tesadüfi etkiler (random effects): Bir faktörün düzeylerinin tüm olası düzeylerin tesadüfi bir örneğini temsil ettiği bir durumdur (örneğin, sınıflar veya firmalar).

Tesadüfi kısım (random part): Zu ile temsil edilen modelin, yani tesadüfi değişkenlerin her seviyede katkısı olan kısmı.

Türev değişkenler (derived variables): Gruptaki bireylerin özelliklerini matematiksel olarak özetleyerek oluşturulan bir grup düzeyi değişken türüdür (ortalama, oranlar veya dağılım ölçüleri gibi; örneğin, liseyi tamamlamamış kişilerin yüzdesi, ortalama gelir, gelir dağılımının standart sapması).

Varyans analizi (Analysis of variance - ANOVA): İki'den fazla grup için sürekli bir sonuç değişkeninin ortalamalarını karşılaştırmak için kullanılan, 1 veya daha fazla kategorik değişkenle sınıflandırılan istatistiksel bir prosedürdür. ANOVA testi, aralarında bir ilişki olup olmadığını belirlemek için aynı anda iki'den fazla grubun karşılaştırılmasına izin verir.

Yapısal etkiler (compositional effects): Bir sonuçtaki gruplar arası (veya bağlamlar arası) farklılıklar (örneğin, akademik başarı) grup kompozisyonundaki (yani, grupların oluşturduğu bireylerin özelliklerindeki) farklılıklara atfedilebildiğinde; bunların yapısal etkilerinden kaynaklandığı söylenir.



EK 3

Ki-Kare (χ^2) Dağılım Tablosu



Kİ-KARE (χ^2) DAĞILIM TABLOSU

Ki-Kare Olasılığı [P (χ^2)]									
s.d.	0.995	0.975	0.9	0.5	0.1	0.05	0.025	0.01	0.005
1	0.000	0.000	0.016	0.455	2.706	3.841	5.024	6.635	7.879
2	0.010	0.051	0.211	1.386	4.605	5.991	7.378	9.210	10.597
3	0.072	0.216	0.584	2.366	6.251	7.815	9.348	11.345	12.838
4	0.207	0.484	1.064	3.357	7.779	9.488	11.143	13.277	14.860
5	0.412	0.831	1.610	4.351	9.236	11.070	12.832	15.086	16.750
6	0.676	1.237	2.402	5.348	10.645	12.592	14.449	16.812	18.548
7	0.989	1.690	2.833	6.346	12.017	14.067	16.013	18.475	20.278
8	1.344	2.180	3.490	7.344	13.362	15.507	17.535	20.090	21.955
9	1.735	2.700	4.168	8.343	14.684	16.919	19.023	21.666	23.589
10	2.156	3.247	4.865	9.342	15.987	18.307	20.483	23.209	25.188
H₀ kabul					H₀ red				

MUĞLA



MUĞLA SITKI KOÇMAN ÜNİVERSİTESİ YAYINLARI

