



T.C.
SELÇUK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

GENELLEŞTİRİLMİŞ LİNEER MODELYAKLAŞIMI İLE İNSANİ GELİŞMİŞLİK ENDEKSİNİN İNCELENMESİ

Havva Nur ÖNEM
YÜKSEK LİSANS

İstatistik Anabilim Dalını

Eylül-2019
KONYA
Her Hakkı Saklıdır

ÖZET

YÜKSEK LİSANS

GENELLEŞTİRİLMİŞ LİNEER MODEL YAKLAŞIMI İLE İNSANİ GELİŞMİŞLİK ENDEKSİNİN İNCELENMESİ

Havva Nur ÖNEM

Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü
İstatistik Anabilim Dalı

Danışman: Doç. Dr. Neslihan İYİT
Dr. Öğr. Üyesi Ümran Münire KAHRAMAN

2019, 55 Sayfa

Jüri
Doç. Dr. Neslihan İYİT
Dr.Öğr.Üyesi Yunus AKDOĞAN
Dr. Öğr. Üyesi Selçuk KARAYEL

İnsani gelişme endeksi (İGE) sadece ekonomik kalkınmayı değil aynı zamanda sağlıklı yaşam süresini, eğitim seviyesini, bir ülkenin kalkınma seviyesini sunmak için iyi bir yaşam standardına sahip olmayı da ele alır. 1990 yılında Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı (UNDP) İnsani Gelişme Raporu'nu (HDR) ve İnsani Gelişme Endeksinin tanıtımını yayınladı. Bu rapor, "insani gelişme" kavramını daha fazla insan refahına doğru ilerleme olarak sundu ve çok çeşitli refah göstergeleri için ülke düzeyinde veriler sağladı.

Bu çalışmada, ülkelerin İnsani Gelişme Endeksi'ni etkilediği düşünülen modele bağımsız değişkenler eklenerek elde edilen Genelleştirilmiş Lineer Model (GLM), parametre kestiriminin doğruluğu, güven aralıkları ve multinom yanıt değişkeni için üretilen hipotez testleri bulunmaktadır.. Genelleştirilmiş lineer modelde multinom dağılım için çeşitli link fonksiyonları kullanılabilir. Bağlantı fonksiyonları kümülatif lojit, kümülatif tamamlayıcı log-log, kümülatif cauchit, kümülatif negatif log-log, kümülatif probit'tir.

Modele dahil olan bağımsız değişkenler; yaşam beklentisi endeksi, eğitim endeksi, yaşlılık bağımlılığı oranı, orman alanı, gelen turistler ve kişi başına düşen karbondioksit emisyonlarıdır. Model için anlamlı olan bağımsız değişkenler yorumlanır.

Anahtar Kelimeler: Birikimli Lojit, Çok Sıralı Bağlantı Fonksiyonu, Genelleştirilmiş Lineer Model, İnsani Gelişme Endeksi

ABSTRACT

MS THESIS

Generalized Linear Model Approach for Investigating Human Development Index

Havva Nur ÖNEM

THE GRADUATE SCHOOL OF NATURAL AND APPLIED SCIENCE OF SELÇUK UNIVERSITY
THE DEGREE OF MASTER OF SCIENCE IN STATISTICS

Advisor: Assoc.Prof.Dr.Neslihan İYİT
Asst.Prof.Dr. Ümran Münire KAHRAMAN
2019, 55 Pages

Jury
Assoc.Prof.Dr.Neslihan İYİT
Asst.Prof.Dr. Yunus AKDOĞAN
Asst.Prof.Dr. Selçuk KARAYEL

Human development index (HDI) handle not only economic development but also healthy life time, level of education, having a good living standart of people to present the development level of a country. In 1990, the United Nations Development Program (UNDP) published the Human Development Report (HDR) and the introduction of the Human Development Index. This report presented the concept of "human development" as progress towards greater human well-being, and provided country-level data for a wide range of well-being indicators.

In this study, a Generalized Linear Model (GLM) obtained by adding independent variables to model which are considered to affect the Human Development Index of countries. Accuracy of parameter estimation, confidence intervals and hypothesis tests produced for the multinomial response variable. Various link functions can be used for multinomial distribution in generalized linear model. Link functions are cumulative logit, cumulative complementary log-log, cumulative Cauchit, cumulative negative log-log, cumulative probit.

Independent variables which including model are life expectancy index, education index, old age dependancy ratio, forest area, inbound tourists and carbon dioxide emissions per capita. Independent variables having significance for model are interpreted.

Keywords: Cumulative Logit, Generalized Linear Model, Human Development Index, Multinomial Link Function.

ÖNSÖZ

Bu çalışmanın gerçekleştirilmesinde, değerli bilgi ve birikimlerini benimle her zaman paylaşan, ne zaman danışsam bana kıymetli zamanını ayırıp sabırla ve büyük bir ilgiyle faydalı olabilmek için elinden geleni fazlasıyla sunan, her sorunumda yanına çekinmeden gidebildiğim, güler yüzlerini ve samimiyetlerini benden esirgemeyen çok kıymetli Doç. Dr. Neslihan İYİT ve Dr. Öğr. Üyesi Ümran Münire Kahraman hocalarıma teşekkürü bir borç biliyor ve şükranlarımı sunuyorum. Çalışmam boyunca benden bir an olsun yardımlarını esirgemeyen sevgili eşim Gökhan ÖNEM ve hayatımın her evresinde bana destek olan canım annem ve babama sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Havva Nur ÖNEM
KONYA-2019

İÇİNDEKİLER

ÖZET ..... **iv**

ABSTRACT ..... **v**

ÖNSÖZ ..... **vi**

İÇİNDEKİLER ..... **vii**

ÇİZELGELER LİSTESİ ..... **ix**

ŞEKİLLER LİSTESİ ..... **x**

KISALTMALAR ..... **xi**

1. GİRİŞ **1**

1.1. Literatür Taraması 3

2. İNSANİ GELİŞİM ENDEKSİ **8**

2.1. İnsani Gelişme Endeksinin İçeriği ve Hesaplanması 8
2.2. İnsani Gelişme Endeksine Yapılan Eleştiriler 12

3. YÖNTEM **14**

3.1. Genelleştirilmiş Lineer Modeller 14
3.1.1. Bağımlı değişkenin dağılımı 15
3.1.2. Lineer tahmin edici 15
3.1.3. Link (Bağlantı) fonksiyonu 15
3.2. Çokterimli Bağımlı Değişkenli Modeller 16
3.3. Sınıflamalı Bağımlı Değişken 17
3.3.1. Çok değişkenli GLM olarak referans kategorili lojit modeli 19
3.3.2. Referans kategorili lojit modelinde parametre tahmini 20
3.3.3. Çokterimli modellerde sapma ve sonuç çıkarımı 22
3.3.4. Sınırlı seçim modelleri 23
3.4. Sıralı Bağımlı Değişken 24
3.4.1. Kümülatif lojit modelleri 24
3.4.2. Orantılı odds yapısı için gizli değişken yorumu 26
3.4.3. Kümülatif probit ve kümülatif diğer bağlantı modelleri 28
3.4.4. Kümülatif bağlantı modellerinde parametre tahmini ve model kontrolü 30
3.5. Bilgi Kriterleri 32

4. İNSANİ GELİŞME ENDEKSİ VERİSİ ÜZERİNE GENELLEŞTİRİLMİŞ LİNEER MODEL UYGULAMASI **33**

4.1. İnsani Gelişme Endeksi Verisi 33
4.2. Uygulama 35

5. SONUÇLAR VE ÖNERİLER 46

5.1. Sonuçlar 47
5.2. Öneriler 49

KAYNAKLAR 50

ÖZGEÇMİŞ 55

ÇİZELGELER LİSTESİ

Çizelge 3.1: Bilgi kriterleri formülleri.....32
Çizelge 4.1: Bağımlı değişken ve bağımsız değişkenlerin çalışmaya dahil edilen kategorileri 34
Çizelge 4.2: Paralellik varsayımı testi.....35
Çizelge 4.3: Model efekt testleri.....35
Çizelge 4.4: Kümülatif lojit bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar.....36
Çizelge 4.5: Kümülatif Cauchit bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar.....37
Çizelge 4.6: Kümülatif complementary log-log bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar.....38
Çizelge 4.7: Kümülatif negatif log-log bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar.....40
Çizelge 4.8: Kümülatif probit bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar.....41
Çizelge 4.9: İncelenen 5 farklı bağlantı fonksiyonu için olabilirlik oranı ve bilgi kriter değerleri.....43
Çizelge 4.10: Kümülatif Negatif Log-Log Modeli için Parametre tahmin sonuçları.....43

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 3.1: c = 4 kategorili sıralı bir yanıt değişkeni için, üç kümülatif olasılıktan her birinde aynı x etkisi olan kümülatif lojit modeli 26
Şekil 3.2: Gizli bir değişken için ordinal ölçüm ve altta yer alan lineer model.....27

KISALTMALAR

AIC	:	Akaike Bilgi Kriteri
AICC	:	Düzeltilmiş Akaike Bilgi Kriteri
BIC	:	Bayesci Bilgi Kriteri
CAIC	:	Tutarlı Akaike Bilgi Kriteri
EE	:	Eğitim Endeksi
GLM	:	Genelleştirilmiş Lineer Model
GSYIH	:	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
İGE	:	İnsani Gelişme Endeksi
YBE	:	Yaşam Beklentisi Endeksi
YBO	:	Yaşlılık Bağımlılık Oranı

1. GİRİŞ

Ekonomide, insani gelişme endeksi (İGE), insan sermayesinin nicel olarak değerlendirmesinde temel bir endeks olarak kabul görmüştür. Bu endeks, sağlık ve uzun ömür, eğitim ve vatandaşlarının gerçek geliri açısından ülkenin başarılarının ölçülmesinde en doğal sonuçları vermektedir (Mankiw ve ark., 1992). İnsani gelişme endeksi (İGE), diğer bazı endeksler tarafından öngörülecek şekilde analiz edilmektedir. Bu endekslerden en temel olan üç tanesi yaşam beklenti endeksi (YBE), eğitim endeksi (EE) ve gelir endeksidir.

Bu çalışmada, İGE; sınıflama ölçme düzeyli ve çokterimli (multinomial) dağılımdan gelen bir bağımlı değişken olarak ele alınmıştır. Böylece tez araştırmasında kullanılan veri setinde bağımlı değişken olarak İnsani Gelişme Endeksi (İGE) ve istatistiksel olarak anlamlı bağımsız değişkenler olarak ise Yaşam Beklentisi Endeksi (YBE), Eğitim Endeksi (EE), Yaşlılık Bağımlılık Oranı (YBO), Gelen Turistler (GT), Ormanlık Alan (OA) ve CO_2 emisyon miktarıdır (CO_2) (http://hdr.undp.org/, https://www.who.int/gho/database/en/).

İnsani Gelişme Endeksi (%): İnsani Gelişme Endeksi, herhangi bir ülkenin insani gelişme seviyesini ölçmeyi ve ülkeler arası karşılaştırmaya izin vermeyi amaçlayan karma bir istatistiktir. Bu endeks belirli bir ülkenin vatandaşlarının sağlıklı ve uzun ömürlü olma seviyelerini ölçmektedir (Undp, 2016).

Yaşam Beklentisi Endeksi (%): Yaşam beklentisi endeksi dünyadaki ortalama yaşam beklentisinin temel göstergesidir. Ek olarak, bu endeks belirli bir ülkenin vatandaşlarının sağlıklı ve uzun ömürlü olma seviyelerini ölçmektedir (Undp, 2016).

Eğitim Endeksi (%): Eğitim endeksi, okul çağındaki çocukların ortalama okul süresi beklentisi ve yetişkin nüfusun ortalama okul yılı ile ölçülen, eğitime erişimi içermektedir (Undp, 2016).

Yaşlılık Bağımlılık Oranı (%): 65 yaş ve üzerindeki nüfusun toplam nüfusa oranıdır (Undp, 2016).

Gelen Turist Sayısı: 1 yılda gelen turist sayısını (1000 kişi olarak) gösterir (Undp, 2016).

Ormanlık Alan (%): Bir ülkedeki ormanlık alanın toplam alana oranını gösterir (Undp, 2016).

Kişi Başına Karbondioksit Emisyonu (ton): Atmosfere salınan karbon (ton) / kişi sayısı oranını gösterir (Undp, 2016).

İGE ve çalışmada ele alınan tüm bağımsız değişkenler sürekli ölçekte sayısal veri türündedir. Bağımlı değişkenin çokterimli dağılıma sahip olduğu durumda, genelleştirilmiş lineer regresyon modelinin (GLM) kullanımı son yıllarda oldukça popüler hale gelmiştir. Kurulan GLM'den gerekli istatistiksel sonuç çıkarımlarının yapılabilmesi amacıyla ele alınan sürekli ölçekteki tüm bağımsız değişkenlerin kategorize edilerek, sınıflama ölçme düzeyine dönüştürülmesi sıklıkla başvurulan bir yöntemdir (Faraway, 2016).

GLM'de bağımlı değişkenin beklenen değeri ile bağımsız değişkenler arasındaki link (bağlantı) fonksiyonu farklı formlarda elde edilebilir. Bağımlı değişkenin çokterimli dağılıma sahip olduğu durumda, bağımlı değişkenin beklenen değeri ile bağımsız değişkenler arasındaki bağlantı fonksiyonları kümülatif lojit, kümülatif probit, kümülatif tamamlayıcı log-log, kümülatif Cauchit ve kümülatif negatif log-log fonksiyonları olarak çeşitli formlarda sıralanabilir (Singer ve Willett, 1993). Bu çalışmada, GLM'de bağımlı değişkenin çok terimli dağılıma sahip olması durumunda, ele alınan bu kümülatif bağlantı fonksiyonları arasından en uygun fonksiyonun seçiminin önemi üzerinde durulmuştur. İstatistiksel olarak, GLM'deki çokterimli dağılıma sahip bağımlı değişken için parametre tahminlerine, güven aralıklarına ve hipotez testlerine, bilgi kriterleri yardımıyla seçilen en iyi kümülatif bağlantı (link) fonksiyonunun etkisi belirlenmeye çalışıldı. Bu amaç doğrultusunda, Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Düzeltilmiş Akaike Bilgi Kriteri (AICC), Bayesci Bilgi Kriteri (BIC) ve Tutarlı Akaike Bilgi Kriteri (CAIC) gibi temel bilgi kriterlerinden yararlanıldı.

Tez çalışmasının ikinci bölümünde insani gelişme endeksi (İGE) hakkında genel bilgiler verilmiş, üçüncü bölümde genelleştirilmiş lineer regresyon modeli (GLM) ve GLM'de bağımlı değişkenin ortalamasını tahmin etmek için farklı bağlantı fonksiyonları verilmiş ve GLM'de parametre tahmini ile hipotez testleri ve güven aralıklarından bahsedilmiştir. Çalışmanın dördüncü bölümünde İGE uygulama verisi tanıtılarak, GLM kullanılarak yapılan istatistiksel analiz sonuçları verilmiştir. Sonuç ve öneriler bölümünde ise İGE'nin GLM kullanılarak modellenmesinden elde edilen bulgular tartışılmıştır.

1.1. Literatür Taraması

Genelleştirilmiş lineer model (GLM) kavramından ilk olarak 1972 yılında Nelder ve Weddeburn bahsetmiştir (Nelder ve Wedderburn, 1972). Sonraki yıllarda birçok araştırmacı (McGillivray, 1991; Lindsey, 1997; Zuur ve ark., 2009) GLM modeli hakkındaki çalışmalara devam etmişlerdir.

GLM sağlık, ekoloji, ekonomi, risk vb. birçok alanda uygulamaya sahiptir. GLM uygulamaları üzerine literatürde yer alan bazı çalışmalar aşağıda özetlenmiştir.

Hansen ve ark. (2004) makale çalışmasında yakın gelecekte, hastalarının histolojik ciddiyetinin tahminine dayanarak bu tür hastaları sınıflandırmaya yardımcı olabilecek bir öngörücü model geliştirme hedefini gerçekleştirmiştir. Bilgisayarlı tomografik taramalar ve histolojik özellikler retrospektif olarak yeniden yorumlanmıştır. Her hastanın histolojik ve BT bulguları standart kriterler ile skorlanmıştır. Sıralı bir lojistik regresyon modeli, nihai histolojik özellikler ile en iyi istatistiksel olarak ilişkili olan bir BT bulguları alt kümesi ile oluşturulmuştur. Tahmin edilen ciddiyet değerleri daha sonra modelden üretilmiştir. Uygun operatif müdahalenin gerekliliğini ve zamanlamasını belirlemek için öngörücü tabakalaşmayı kullanacak bir sonraki deneme için bir temel sağlanmıştır. Bu prospektif çalışma, modelin yaygın klinik uygulamalara uygulanabilmesi için gerekli bulunmuştur.

Fukino ve ark. (2007) makale çalışmasında sporadik meme kanserinde stromal genomik değişiklikler ile klinikopatolojik özellikleri sunma arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Bölmeye özgü LOH / AI ve klinikopatolojik özellikler arasındaki ilişkileri aramak için 2 aşamalı bir yaklaşım izlenmiştir. İlk olarak, bu ilişkilendirmeler kromozom düzeyinde taranmıştır. Belirgin korelasyonlar veren kromozomlar daha sonra spesifik belirteçlerde veya lokuslarda LOH / AI ile klinopatolojik özellikler arasındaki ilişkileri belirlemek için bireysel marker seviyesinde analize tabi tutulmuştur. İlk aşamada, LOH / AI ile mevcut klinikopatolojik özellikler arasındaki ilişkileri incelemek için resmi model tabanlı yöntemler uygulanmıştır. Lojistik ve ordinal regresyon modellerinin kullanıldığı klinikopatolojik özellikleri, bağımsız değişken olarak kromozom bilgili LOH / AI kullanarak sırayla her bir kromozom için bağımsız bölme ve LOIN / AI verilerini kullanıldı ve her bir klinikopatolojik özellik için P değerleri elde edilmiştir. Sonuçta ortaya çıkan epitelyal neoplazmanın lokal davranışının, bitişik stromadaki genetik değişikliklerin daha geniş bir repertuvarı tarafından büyük ölçüde değiştirildiğini göstermektedir.

Lopez ve ark. (2009) makale çalışmasında hastanedeki olumsuz olayların açıklanması ile hastaların bakım kalitesinin değerlendirilmesi arasındaki ilişki incelenmiştir. Açıklamanın öngördürücülerini belirlemek için ikili lojistik regresyon kullanılmıştır. İkili modelin tamamı tüm hasta ve olay özelliklerinden oluşturulmuştur. Hasta veya olumsuz olay özelliklerinin bireysel olarak yüksek kalite ile ilişkili olup olmadığını saptamak, ayarlanmamış olup olmadığını değerlendirmek için bir sıralı lojistik regresyon modeli oluşturulmuştur. Ardından, hasta kalitesi puanları ile ilişkili tüm hasta ve olay özelliklerinin etkisini değerlendirmek için tam bir sıralı lojistik çok değişkenli model oluşturulmuştur. Ankette öncelikle beyaz katılımcıların (% 92) yer alması nedeniyle, diğer ırk / etnik köken grupları "beyaz olmayan" bir kategoride toplanmıştır. Bağımlı değişken olarak kalite derecelendirmesine sahip başka bir sıralı lojistik model, daha önce belirtilen değişkenlere, önem-açıklama etkileşimi terimi ile birlikte uygulanmıştır. Son olarak, olumsuz olayların önlenebilirliğinin hasta tarafından algılanan kalite üzerindeki etkisini değerlendirmek için, daha önce belirtilen sıralı lojistik modeller, doktor gözden geçirenler tarafından önlenebilir olarak kategorize edilen olayların alt kümesi için ayrı ayrı analiz edilmiştir. Hasta düzeyinde çoklu olumsuz olayların kümelenmesini hesaba katmak için genelleştirilmiş tahmin denklemleri kullanılmıştır. Ön analizler sonucu hastane düzeyinde önemli bir kümelenme bulunamamıştır.

Leinberger ve ark. (2013) makale çalışmasında görme bakım sağlayıcılarının (VCP'ler), yaşlı erişkin hastaları arasında araba sürmeyi sorgulama konusundaki bakış açılarını araştırılmıştır. Michigan Optometri Derneği ve Michigan Göz Hekimleri ve Cerrahlar Derneği üyelik listeleri kullanılarak tespit edilen 404'ü anketi tamamlayan 500 VCP'den oluşan tabakalı rasgele bir örneği araştırılmıştır. Anket, VCP'lerin yaşlı hastalardaki kaygıları gidermedeki tutum ve davranışlarını değerlendirilmiştir. Sağlayıcı veya uygulama özellikleri ile anket yanıtları arasındaki ilişkileri belirlemek için sıralı lojistik regresyon analizleri yapılmıştır. Sonuçlar Michigan'daki görme bakımı sağlayıcılarının mevcut raporlama sistemine inanmadığını göstermiştir. VCP'ler ve hastaları ile diğer sağlık profesyonelleri ve sürüş uzmanları arasında daha iyi iletişim kurulması gerekmektedir. Mevcut kaynaklar daha geniş çapta yayılmalı ve yeni sürüş değerlendirme kaynakları geliştirilmeli ve değerlendirilmelidir.

Tireli ve ark. (2013) çalışmalarında, İslam İşbirliği Teşkilatı (İİT) üyesi ülkeler ile Türkiye'ye ait sosyal göstergeler ile insani gelişim göstergeleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir.

Thomas ve ark. (2014) makale çalışmasında gelişmiş alzheimer hastalığı nedeniyle fonksiyonel bağlantı değişikliklerinin geç başlangıçlı Alzheimer hastalığı (LOAD) ve otozomal dominant alzheimer hastalığında (ADAD) büyük ölçüde benzer olduğunu göstermektedir. Bu sonuç ADAD'ın bir LOAD modeli olarak kullanılmasını desteklemekte ve bu iki varlığın benzerliğini destekleyen yeni ortaya çıkan biyobelirteç verilerini tamamlamaktadır. Artan Klinik Demans Derecesi puanları ile fonksiyonel bağlantıdaki azalma, çoklu beyin dinlenme durum ağlarındaki fonksiyonel bağlanma hem LOAD hem de ADAD için benzer sonuçlanmıştır. Bir alzheimer hastalığı tipinde oluşturulan sıralı lojistik regresyon modelleri, diğerinde klinik demans derecelendirme puanlarını doğru bir şekilde öngörmüş ve her hastalık tipinde fonksiyonel bağlantı kaybının benzerliğini daha da ortaya koymuştur. ADAD'lı katılımcılar arasında, çoklu beyin dinlenme durum ağlarındaki fonksiyonel bağlanma, asemptomatik mutasyon taşıyıcıları ile karşılaştırıldığında, semptomların başlangıçtaki beklenen yaşlarına yakın olan semptomsuz mutasyon taşıyıcılarında kalitatif olarak düşük görünmüştür.

Soneji ve ark. (2015) makale çalışmasında Amerika Birleşik Devletleri'nde, 15 ila 23 yaşları arasındaki 2541 birey arasında 2 dalgalı bir ulusal uzunlamasına çalışma yürütülmüştür. Başlangıçta katılımcıların sigara içip içmediği, nargile tütün içip sigara içmediğini tespit edilmiştir. 2 yıllık takipte, sigara içmeyenlerin daha sonra sigara içmeyi denediklerini, son 30 gün içinde sigara içenlerin mevcut olup olmadığı veya yüksek yoğunluklu oldukları belirlendi. Sigara içenlerin bazal su borusu tütün içiciliği ve bazal snus kullanımının, müteakip sigara içiciliği başlangıcı ve mevcut sigara içiciliği ile ilişkili olup olmadığını değerlendirmek için sosyodemografik ve davranışsal risk faktörlerini hesaba katan temel sigara içmeyenler arasında çok değişkenli lojistik regresyon modellerine uyulmuştur. Bazal su borusu tütün içiciliği ve bazal snus kullanımının takipte yüksek yoğunluklu sigara içiciliği ile ilişkili olup olmadığını değerlendirmek için benzer şekilde belirlenmiş çok değişkenli sıralı lojistik regresyon modellerine uyulmuştur. Çalışmada 1596 katılımcı arasında, 1048'i başlangıçta hiç sigara içmemiş, bunlardan 71'i nargile tütün içmiş ve 20'si taban çizgisinde snus kullanmıştır. Takipte, davranışsal ve sosyodemografik risk faktörleri, temel su borusu tütün kullanımı ve snus kullanımı hesaba katılarak, bağımsız bir şekilde sigara içmeye başlama ile ilişkilendirilmiştir.

Fırat ve ark. (2015) çalışmalarında, kalkınma ve eğitim ilişkisini ele alarak Türkiye'nin eğitim düzeyini değerlendirmişlerdir.

Saver ve ark. (2016) makale çalışmasında, zamanın bir fonksiyonu olarak her sonucun olasılığı, sıralı sonuçlar için karışık-yöntemli sıralı lojistik regresyon ve ikili sonuçlar için karışık-yöntemli ikili lojistik regresyon, rastgele-etki değişkenleri olarak deneme ve muamele-deneme etkileşimi kullanarak tedavi süresi ile endovasküler reperfüzyonun yararı arasındaki ilişkiye dair ek kanıtlar sunmaktadır. Çalışmada tek başına en iyi tıbbi tedavi ile karşılaştırıldığında, endovasküler trombektomi tedavisi, bu randomize çalışmalara dahil edilmek üzere beyin görüntüleme giriş kriterlerini karşılayan hastalar arasında semptomların başlamasından sonraki 7.3 saat içinde prosedür başlangıcı (arteriyel ponksiyon) yapılabildiğinde, daha iyi sonuçlar elde edilmiştir. Ayrıca, bu süre zarfında, semptomların başlamasından sonra, endovasküler reperfüzyonun elde edilmesinden sonra hastalığın farkındalığını artırmak için programların tedavi süreleri, hastane dışı bakımı ve hastane içi tedaviyi semptom başlangıcını kısaltmak için programların önemi vurgulanmıştır.

de Havenon ve ark. (2017) makale çalışmasında sağlam kollateral kan damarlarını, akut iskemik inmeyi (AIS) takiben daha iyi nörolojik sonuçlarla ilişkilendirmiştir. Kovaryantlar taburculuk sırasında mRS skoru ile bir ilişki açısından test edilmiş ve ordinal lojistik regresyon ile tek değişkenli ilişkilerinin P <0.20 olması durumunda modele dahil edilmiştir. Değerlendirilen ortak değişkenler arasında hasta cinsiyeti, yaş, başvuru NIHSS skoru, hipertansiyon, hiperlipidemi, atriyal fibrilasyon, diyabet, vücut kitle indeksi, sigara içimi, anterior vs posterior sirkülasyon,% 50'den az darlık vs, %50'den daha dar stenoz ve tıkanmış inme ebeveyn arteri, ortalama sistolik kan basıncı ve ortalama diyastolik kan basıncı yer almıştır. Hastane taburcu edilmesinde mRS skorunun sonucuna bir sıralı lojistik regresyon modeli uygulanmış, ancak skorlar mRS skorunda 1 puanlık bir düşüş için odds oranını (OR) tahmin etmek üzere tersine çevrilmiştir. Ek bir analiz, Fisher kesin testi kullanılarak ASLcs'in taburculukta iyi bir sonuçla (yani, 0-2 mRS skoru) ilişkili olup olmadığını incelemiştir. İstatistiksel anlamlılık P <.05 olarak belirlenmiştir. Sonuçta ASLcs, penumbra, diğer yöntemlerle tanımlanan teminatlar, ASLcs'nin belirlenmesinde AIS müdahalelerinin etkinliği ve uzun vadeli fonksiyonel sonuç arasındaki karmaşık ilişkileri daha fazla araştırmak için ileriye dönük bir çalışma garanti edilmektedir.

Netsi ve ark. (2018) makale çalışmasında farklı dönemlerdeki kalıcılık ve postnatal depresyon şiddeti ile uzun dönem çocuk sonuçları arasındaki ilişki ele alınmıştır. PND ile 3 çocuk arasındaki ilişkinin araştırılması için maternal eğitimi kontrol eden lojistik ve sıralı regresyonlar kullanılmıştır. Bu faktörlerin katkısını

açıklamak ve potansiyel bir doz-cevap ilişkisini araştırmak için farklı şiddet ve sebat düzeyleri incelenmiştir. Analizler sonucunda, doğum sonrası yılda sürekli depresyon gösteren kadınların doğumdan en az 11 yıl öncesine kadar yüksek düzeyde depresif semptomlar yaşamaya devam ettiği ve kalıcı PND'si olan kadınların çocuklarının bir dizi olumsuz sonuç için yüksek risk altında olduğu görülmüştür. Çalışmanın ilerlemesi ile doğum sonrası birinci yılda hem erken hem de geç tarama, ısrarcı PND'li kadınların belirlenmesini ve böylece uygun tedavi teklifi sağlanacaktır.

Tiraş ve Ağir (2018) makale çalışmasında Türkiye'nin de içinde olduğu 57 üyeli İslam İşbirliği Teşkilatı ülkelerinin, 2016 İnsani Gelişme Endeksi ve alt grup göstergeleri açısından bir değerlendirilmesini yapmaktadır. Buna göre, Türkiye insani gelişme endeksi bakımından, 0,767 puanla 188 ülke içerisinde 71. sırada yer almaktadır. Bu sıralama Türkiye'yi yüksek insani gelişime sahip ülkeler arasına koymaktadır

Allardyce ve ark. (2018) yayımladıkları makale çalışmasında bipolar bozuklukta şizofreni ile ilişkili poligenik sorumluluk ile psikotik semptomların ruh hali uyumsuzluğu oluşumu ve düzeyi arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çokterimli lojit modelleri kullanılarak, PRS ile BD arasındaki ilişkiyi, BD'nin Diagnostik Ölçüt Kriterleri alt tipleri, ömür boyu psikoz oluşumu ve ömür boyu uyumsuz psikotik özellikleriyle sınıflandırıldığını belirtmiştir. Ordinal lojistik regresyon kullanılarak, ruhsal uyumsuzluk düzeyleri ile PRS arasındaki ilişkilerini incelenmiştir. Derecelendirmeler, Nöropsikiyatri görüşmesinde Klinik Değerlendirme Programlarından ve Bipolar Afektif Bozukluk Boyut Ölçeğinden alınmıştır. Sonuçlar, genetik verilerin hastalıklar içindeki ve genelinde klinik heterojenliği incelemek için faydalı olduğunu vurgulamaktadır. Daha ileri araştırmalarda, hasta pratisyenlerinin geliştirilmiş biyolojik hassasiyet ve geçerlilik ile tanımlanmasına yardımcı olabilir önerisi verilmektedir.

2. İNSANİ GELİŞİM ENDEKSİ

İnsani gelişme endeksi, insan sermayesi kavramının ana stratejik aracıdır. Bu endeks 1990 yılında Pakistanlı ekonomist Mahbub ul-Haq tarafından geliştirilmiştir. Geliştirilen bu çalışmanın orijinal fikri oldukça basitti, ancak çok radikal görünmekteydi. Toplumsal kalkınmanın uzun zamandır uygulandığı gibi sadece ulusal gelirle değil, aynı zamanda çoğu ülkede ölçülebilen nüfus paylarının sağlık ve uzun ömürlülük, eğitim düzeyi ve okuryazarlık alanındaki ilerlemeler konusunda da ölçülmesi gerekiyordu. Doğrudan istatistiksel bir ifadeyle parametre sayısının yaşam kalitesini etkilediği ve bu nedenle gerçek durumunu yansıttığı ileri sürülmektedir (Yakunina ve ark., 2015).

2.1. İnsani Gelişme Endeksinin İçeriği ve Hesaplanması

İnsani gelişme endeksi, herhangi bir ülkenin insani gelişme seviyesini ölçmeyi ve ülkeler arası karşılaştırmaya izin vermeyi amaçlayan karma bir istatistiktir. İGE'ye göre, bir ülke gelişmiş, gelişmekte olan ve az gelişmiş olmak üzere üç gelişim kademesi şeklinde sınıflandırılabilir. Birleşmiş Milletler Kalkınma Programına (United Nations Develpoment Programme: UNDP) göre, insani gelişme, insanların potansiyellerini tam olarak geliştirebilecekleri ve ihtiyaç ve çıkarlarına uygun olarak üretken, yaratıcı yaşamları sürdürebilecekleri bir ortam yaratmakla ilgilenmektedir. İnsanlar ulusların gerçek zenginliğidirler. Dolayısıyla gelişme de, insanların değer verdikleri hayatlarına yön vermesi gereken seçimleri genişletmekle ilgili olmaktadır (Streeten, 1994).

İlk İGE raporu, "kalkınmanın gelir ve refahın genişlemesinden çok daha fazlası" olduğunu savunmuş ve insani kalkınmayı "insanların seçimlerini genişletme süreci" olarak tanımlamıştır (Sagar ve Najam, 1998). Bu rapor ayrıca, ilke olarak, insanlara sunulan seçeneklerin sınırsız olabileceğini ve zaman içinde değişebileceğini vurgulamıştır. Ancak, tüm gelişim seviyelerinde, üç temel unsur, insanların uzun ve sağlıklı bir yaşam sürmeleri, bilgi edinmeleri ve iyi bir yaşam standardı için kaynaklara erişmeleridir (Sagar ve Najam, 1998). Bu rapor en belirgin katkısını, bu boyutları insani

gelişme için temel olarak vurgulayarak ve her üçünün de "zorunlu" olduğunu öne sürerek daha geniş bir kalkınma söylemi üzerinde yapmıştır.

Bu çerçeveye dayanarak, rapor daha sonra bir ülkenin İGE'sini bu üç boyut boyunca insani gelişiminin bir ölçümü olarak inşa etmiştir. Her bir boyut için, geniş kapsamlı olmanın üstünlüklerini insan gelişiminin kritik yönlerine duyarlılığı olanlarla dengelemek amacıyla, boyutun özünü temsil etmek ve yakalamak için uygun bir gösterge seçmiştir (McGillivray, 1991). İGE raporlarının son sürümlerinde, yetişkin okuryazarlığı ve birleştirilmiş kayıt oranları, bilgi boyutunun, doğumdaki yaşam beklentisi sağlıklı bir yaşamın ve düzeltilmiş bir Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) ise standart bir yaşamın göstergesi şeklinde yer almıştır. Her bir boyut için endeks, ilgili gösterge için atanmış değerler içerisinde 0'ın minimum 1'in maksimum değere karşılık geldiği 0-1 aralığında gösterilmiştir. Ardından genel İGE, üç endeksin aritmetik ortalaması olarak belirlenmektedir. Böylece, İGE'nin her bir bileşeni (i) için, belirli bir ülkenin bireysel endeksi, (2.1)'e göre hesaplanabilmektedir:

$$\text{İGE}(i)=(\text{Gerçekleşen } X_i \text{ değeri} - \text{minimum } X_i \text{ değeri}) / (\text{Maksimum } X_i \text{ değeri} - \text{minimum } X_i \quad (2.1)$$

İGE'nin sunulması, kişi başına düşen GSYİH'den veya yaşam standartlarındaki değişikliğin bir ölçüsü olarak gerçek ücretlerden duyulan genel memnuniyetsizliği yansıttığı için yaygın bir şekilde ilgi çekmiştir. İGE, refahın ve yaşam kalitesinin ölçümünü de içerecek şekilde özel gelirlerin satın alma gücünün ötesine geçtiği için bir gelişme olarak görülmüştür. Ayrıca, kişi başına düşen GSYİH ve İGE'nin diğer bileşenleri - yaşam beklentisi ve eğitimsel kazanım - genellikle zaman içinde değişen oranlarda gelişmiş olduğundan, bu bir ülkenin ekonomik gelişim sürecini farklı gelişim aşamalarında değerlendirmesine olanak tanımaktadır. Sonuç olarak, İGE'nin bir ülkenin insani gelişme hedefleri, ekonomik kalkınma için politika tasarımları ve bu gibi politika önlemlerinin değerlendirilmesi için kullanılma durumu giderek yaygınlaşmaktadır. Yüzden fazla ülke hâlihazırda kendi ulusal veya alt ulusal İGE'lerini oluşturmuştur.

Bazı ülkeler için HDI (2.2)'deki gibi tanımlanmıştır (McGillivray, 1991).

$$HDI = I - \left(\sum_{i=I}^{k} I_{ij} / k \right) \tag{2.2}$$

(2.2)'deki I_{ij}, ülkedeki insan ihtiyacını temsil eden göstergedir ve j, $i = 1,...,k$ ve $j = 1,...,I$ şeklindedir. Ülke j'sinin yoksunluğu, aşağıdaki değişkenler temelinde değerlendirilmektedir: yaşam beklentisi, yetişkin okuryazarlığı ve kişi başına düşen GSYİH tarafından belirlenen satın alma gücü logaritması. İkincisi, iyi bir yaşam standardı için gerekli olan geliri temsil etmektedir (McGillivray, 1991). Ekonomik depresyon göreceli bir kavram olarak ele alındığında, bu değişkenler sıfıra eşitlenerek denklem kullanılarak ölçeklendirilir:

$$I_{ij} = \left(\frac{\left(X_i^{'} - X_{ij} \right)}{\left(X_i - X_i^{m} \right)} \right) \tag{2.3}$$

Burada $X_i^{'}$, değişkeninin öznel olarak istenen bir değeridir. X_{ij}, j ülkesindeki değişkenin gerçek değerini, I_{ij} ise ülkeler arasındaki asgari gerçek değeri ifade etmektedir. Bazı ülkeler, bu değişkenin istenen değerini elde ederse, göreceli bir yoksunluğun olmadığı anlamına gelmekte ve bu değişkene göre istenen bir insani gelişme seviyesine ulaşılmış olmaktadır. Böyle bir durumda ise, hem $X_i^{'}$ hem X_{ij}, hem de I_{ij} sıfıra eşit olmaktadır. Eğer j ülkesi her bir X_is için arzu edilen değere erişirse I_is ortalaması sıfıra eşitlenmekte ve İGE alabileceği en yüksek değere ulaşmış olmaktadır. Ayrıca bunun bir sonucu olarak X_is$^{'}$ ve ülkenin X_is si arasındaki boşluk da bir hayli fazla olacaktır. Düşük olan bu ülkenin İGE'sinin değeridir ve düşük olan değerlendirilmiş insani gelişme düzeyidir. Endeks, eğer j ülkesi her bir X_i için X_i^{m} değerini sergiler ise alabileceği minimum değeri alır ve azami göreceli yoksunluk ve asgari insan gelişimi durumu ortaya çıkmış olmaktadır.

Neredeyse tüm ülkeler son birkaç on yılda insani gelişme seviyelerini geliştirmiş olsa da, son kazanımlar düzenli olmaktan uzak kalmıştır. Daha derin ve daha sık görülen şoklardan dolayı belirsizliğin artmıştır. Daha yüksek finansal istikrarsızlıktan

yüksek ve değişken emtia fiyatlarına, tekrarlayan doğal afetlerden yaygın sosyal ve politik hoşnutsuzluğa kadar, insani gelişme kazanımları olumsuz olaylara daha fazla maruz kalmaktadır.

İnsani gelişme, insanların seçenek yelpazesini genişletme sürecidir. Tercih edilen en önemli unsurlar, uzun ve sağlıklı bir yaşam, eğitim ve iyi bir yaşam standardı yaşamaktır. Ek seçimler arasında siyasi özgürlük, garantili insan hakları ve özgüven bulunmaktadır.

Bu görüş sistemi insan yaşam kalitesini arttırmayı, tüm alanlarda yeteneklerini arttırmayı ve geliştirmeyi amaçlamaktadır. İnsani gelişme kavramı, insanı yalnızca ekonomik kalkınmanın itici gücü ve ekonomik büyümenin itici gücü olarak kabul eden, gayri safi milli hasılaya dayanan sözde "klasik" ekonomik gelişme teorisinin yerini almıştır.

Toplumsal gelişme sürecinin mevcut aşamasının oluşumu sadece yapısının niteliğindeki değişimleri değil, aynı zamanda sosyo-ekonomik sistemin iyileştirilmesini, tüm sosyal yaşam alanlarının insancıllaştırılmasının artışını, insani değerlerin önceliğini ifade etmektedir.

İnsanlık, herhangi bir ülkenin ana servetinin, toplumun sosyal ve ekonomik ilerlemesinin temel bir unsuru olan insan potansiyeli ve insanlar olduğunu fark etmeye başlamıştır. İnsani gelişme kavramı kişiyi, yalnızca bir araç olarak değil, aynı zamanda sosyo-politik ve sosyo-ekonomik süreçlerin temel amacı olarak uygarlığın ilerleyişinin merkezinde bulunan bir varlık olarak yansıtmaktadır.

İnsani gelişme kavramının ayırt edici bir özelliği, insanların iyi bir yaşam standardı sağlamak için sonsuz derecede yüksek gelire ihtiyaç duymadıkları konumudur. Daha yüksek gelir, insan seçimini arttırmakta, ancak artan gelirle birlikte etki zayıflamaktadır. İnsani gelişme kavramına göre gelir yalnızca, bir erkeğin sahip olmak isteyeceği çok önemli bir seçenektir (Sagar ve Najam, 1998).

Kuşkusuz, insanın fiziksel özelliklerinden çok insan sermeyesinin, modern ekonomideki ekonomik büyüme oranının arttırılmasında önemli bir rol oynadığı gibi bir gerçeklik bulunmaktadır. İnsan sermayesi, eğitim, bilim, sağlık, güvenlik, yaşam kalitesi ve entelektüel çalışma araçlarına yapılan yatırımları içermektedir.

İGE yaygın bir şekilde kullanıldığı için, orijinal gelire dayalı tedbirler üzerindeki iyileşme sonuçlarına rağmen, çok sayıda sağlam temelli eleştiriye maruz kalmaktadır.

2.2. İnsani Gelişme Endeksine Yapılan Eleştiriler

Ortaya çıkmasından bu yana, İGE üç geniş grupta kamuoyu tartışmasının ve eleştirisinin odak noktası olmuştur. İlk grup metodoloji ile ilgilidir. Endeksin üç bileşeninin eşit şekilde dağılımı, uzun ömürlülük, bilgi ve yaşam standartları arasında mükemmel bir ikame sağlamakta ve dolayısıyla üç boyut arasında zımni takaslar sunmaktadır (Ravallion, 1997; Sagar ve Najam, 1998). Sonuç olarak, birbirine çok yakın olan ülkeler verilen bir boyutta önemli ölçüde farklı kalkınma endekslerine sahip olabilirler. Dahası, her bir bileşenin mutlak değeri İGE seviyesini etkilediğinden, seçilen maksimum ve minimum değerler endeksin değerini etkileyerek sıralama düzeninde bir değişikliğe neden olmaktadır (Noorbakhsh, 1998). Hopkins (1991), yaşam beklentisi ve okuryazarlığın neden bir araya bile getirilebileceğinin öncelikli bir gerekçesi olmadığını belirtmiştir. Araştırmacıların çoğu, indekslerindeki bileşenlerin katkılarını koruyarak standart İGE'de değişiklik önermiştir; Bunlar arasında Modifiye Edilmiş İGE (Noorbakhsh, 1998) ve öklid vektör mesafesini kullanan Yeniden Ölçeklendirilmiş Yeni İGE (Mazumdar*, 2003) bulunmaktadır.

Bununla birlikte, tüm yaklaşımlar bileşenlerin eşit ağırlığı olduğunu savunmaz (Noorbakhsh, 1998). Örneğin, Desai (1991) ikame edilebilirliği kısıtlamak gibi bir formülü önermektedir. Sagar ve Najam (1998), ortalamalarını almak yerine bileşen endekslerini çarparak reformlu bir İGE önermektedir. Bu durumda, yüksek değerli bir İGE elde etmek için her üç bileşen endeksi için aynı anda yüksek değerler gerekmektedir.

Eleştirinin ikinci bloğu, İGE'de yer alan boyutların seçimine odaklanmaktadır. Ranis ve ark. (2006), çok boyutlu bir süreç olarak İGE'nin, barış, güvenlik, çevresel kaygılar, kültürel özgürlük ve sosyal hizmetlere erişim gibi kalkınma gelişimsel yönleri içermesi gerektiğini öne sürmektedirler. İlk İGE Raporu, "insan gelişiminin insan özgürlüğü olmadan eksik olduğunu" belirterek, insan özgürlüğünü ve insan haklarını tartışmış, ancak "kalite yargısına duyulan ihtiyaç açıkken, insan özgürlüğünün birçok yönünü yakalamak için henüz basit bir nicel ölçüm kıstası bulunmadığını" da belirtmiştir (McGillivray, 1991) Sivil haklar ve siyasi özgürlük popüler boyutlardır

(Desai, 1991; Hopkins, 1991; Rao, 1991; Trabold-Nübler, 1991; Boer ve Koekkoek, 1993).

Hem Desai (1991) hem de Neumayer (2001) tartışmalarında kaynak kullanımı ve çevresel sorunları işlemektedirler. Diğer pek çok araştırmacı, dikkate alınabilecek veya düşünülmesi gereken çeşitli alternatifler veya ek boyutlar önermiştir.

Akım değişkenleri, belli bir zaman süresi boyunca ortaya çıkan değişmelerle ilgilidir. Stok değişkenleri ise durağan değerleri, ya da belli bir andaki mevcut durumu göstermektedir (Burnside). İGE'nin inşasında birleştirilmiş kayıt oranına benzer şekilde yetişkin okuryazarlığı ve akış değişkenleri gibi stok değişkenlerinin birleştirilmesine ilişkin bir endişe olduğunu da söylemek mümkündür. Çünkü verilerin kötüye kullanılması potansiyeli nedeniyle, İGE bir ülkedeki insani gelişmede yaşanan kısa vadeli değişiklikleri yakalayamamış olmaktadır. Ayrıca politika değişikliklerine karşı çok hassas olmaması nedeniyle politika yapıcıları rahatsız edebilmektedir. Bu sorunun göz ardı edilmesi ise, ülkeler arasında uygunsuz bir karşılaştırmaya yol açabilmektedir. Bu nedenle, mevcut araştırmaların eksikliklerini doldurmak için, mevcut İGE'ye bir çözüm önermektedir (Neumayer, 2001). Böylece endeks politika değişikliklerine daha duyarlı olacak ve aynı zamanda, değerlendirme, politika oluşturma ve milyonlarca insanın yaşamını iyileştirme için önemli olan kısa vadeli ilerlemeyi izleyebilecektir.

Ek olarak, İGE'nin hem akış hem de stok değişkenlerinin bir karışımı olduğu konusunda daha da temel bir eleştiri bulunmaktadır (Hopkins, 1991; Pyatt ve FitzGerald, 1992; Ephrenesis, 1994; Ivanova ve ark., 1999). Eleştiriler, politika değişikliklerinin yetişkin okuryazarlığı ve yaşam beklentisi üzerindeki etkisiyle ilgili gecikmelere bağlı kalmıştır ve bu nedenle, İGE, sadece mevcut durumun değil, geçmiş çabaların sonuçlarını kısmen ölçebilmektedir. GSYİH'nın bir akış olduğu ve İGE'nin stokların ve akışların bir kombinasyonu olduğu göz önüne alındığında, GSYİH ile İGE sıralaması arasındaki karşılaştırmanın ne anlama geldiği de belirsizdir. Bu, ülkeler arası karşılaştırmayı etkileyecek ve politika belirleyicileri politika belirleme ve uygulama konusunda yanlış yönlendirecektir. İGE'nin bir ülkenin gerçek performansının bir yansıması üzerinde ve ötesinde büyük bir politika hedefi olduğu göz önüne alındığında, İGE'yi geliştirmek ve yapılması gerekenlerin net bir göstergesi olarak hizmet edebilmesi için ülkeler arasında eş zamanlı olarak karşılaştırılabilir olması çok önemlidir.

3. YÖNTEM

Lojistik regresyonda bağımlı değişkene ilişkin olasılık odds oranına dönüştürülür, odds oranı da doğal logaritması alınarak lojit fonksiyonuna dönüştürülür. Bağımlı değişkenin sıralı (ordinal) yapıda olması uygulamada sık karşılaşılan bir durumdur. Sıralı ölçümlü bir bağımlı değişkenin kategorileri olasılıkları sınıflandırmada kullanılır. Sıralı değişken için lojit model, iki sınıflı bağımlı değişken için lojistik regresyonun genişletilmesi olarak yorumlanabilir. Bu model genelleştirilmiş lineer modellerin bir sınıfıdır.

3.1. Genelleştirilmiş Lineer Modeller

Genelleştirilmiş lineer model (GLM) kavramından ilk olarak 1972 yılında Nelder ve Weddeburn bahsetmiştir (Nelder ve Wedderburn, 1972). Sonraki yıllarda birçok araştırmacı (McGillivray, 1991; Lindsey, 1997; Zuur ve ark., 2009) GLM modeli hakkındaki çalışmalara devam etmişlerdir.

Genelleştirilmiş lineer modeller ile normal olmayan bağımlı değişkenler için lineer model yapısı genişletilmiştir. GLM'den önce normal olmayan veri modellemesi genellikle bağımlı değişken üzerine yapılan dönüşümlere bağlıydı. Normal olmayan bağımlı değişkenlerde, varyans değişken olup (Poisson, Gamma, Beta, v.b.) araştırmacıların çoğu varyansı sabitlemek için bağımlı değişken üzerine dönüşüm yapmaktadır. Ancak bağımlı değişkenin dönüşümüyle ilgili birçok problem öne çıkmıştır. En çok karşılaşılan problem, normallik ve sabit varyanstır (Iyit, 2018). Tek bir dönüşüm ile normallik ve sabit varyansın sağlanması zor olmaktadır. Ayrıca dönüşümler modeldeki hata terimi yapısını da etkiledikleri için dikkatle seçilmelidir (Lewis, 1998). GLM ile de veri dönüşümü uygulanmaktadır. Uygulanan bu dönüşüm "link fonksiyonu" olarak da bilinir. Fakat bu dönüşüm deterministik bir bileşene, verinin ortalamasına uygulanır (Yuan, 2011). Ayrıca normallik varsayımına yaklaşmak için veri dönüşümü yerine, dönüştürülmemiş bağımlı değişkenler için dağılımların sınıfı genişletilebilir. Bu geniş sınıf Üstel dağılımlar ailesi olarak adlandırılır. Genelleştirilmiş Lineer Modeller, bağımlı değişkenin Üstel dağılımlar ailesinden olması durumunda regresyon modelini uydurmaya izin vermektedir.

Herhangi bir GLM üç bileşenden oluşur:

- Bağımlı değişkenin dağılımı
- Lineer tahmin edicilerin bulunduğu sistematik kısım
- Link fonksiyonu

3.1.1. Bağımlı değişkenin dağılımı

Genelleştirilmiş lineer modellerde bağımlı değişkenin dağılımının üstel dağılımlar ailesinden olduğu kabul edilir. Üstel dağılımlar ailesinin genel formu:

$$f\left(y_i/\theta_i,\phi\right)=\exp\left\{\frac{\theta_i y_i - b(\theta_i)}{a(\phi)}+c\left(y_i,\phi\right)\right\} \tag{3.1}$$

şeklindedir. Burada θ_i doğal konum parametresi, ϕ yayılım veya ölçek parametresidir (Agresti, 2015).

3.1.2. Lineer tahmin edici

Lineer tahmin edici modeldeki bağımsız değişkenler hakkındaki bilgiyi içeren bir niceliktir. Bir lineer tahmin edici $x_1, x_2, ..., x_k$ bağımsız değişkenleri ile birlikte bilinmeyen β parametrelerinin bir lineer birleşimidir ve

$$\eta_i = x'\beta = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i X_i \tag{3.2}$$

şeklinde ifade edilir (Rodríguez, 2010).

3.1.3. Link (Bağlantı) fonksiyonu

Link fonksiyonu $g(.)=\eta_i$ lineer tahmin edicisi ile μ_i ortalaması arasında ilişki kuran bir fonksiyondur. Bu ilişki:

$$g(.)=\eta_i \qquad \eta_i = 1,2,3...n \tag{3.3}$$

şeklindedir.

Link fonksiyonu birebir ve örten bir fonksiyon olduğundan için tersi alınabilir ve $\mu_i = g^{-1}(\eta_i)$ şeklinde yazılabilir. İki çeşit link fonksiyonu vardır. Bunlar kanonik link ve kanonik olmayan link fonksiyonlarıdır. Eğer $g(\mu_i) = \theta_i$ ise $g(.)$ fonksiyonu kanonik fonksiyon olarak adlandırılır (Nelder ve Wedderburn, 1972; McCullagh ve Nelder, 1989; Olsson, 2002; Anderson ve ark., 2004). Link fonksiyonu seçilirken verinin üstel dağılımlar (Normal, Poission, Binomial, Gamma, İnvers Gaussian) ailesindeki tipine göre seçilir (Rodríguez, 2010). Üstel dağılımlar ailesinin her bir üyesi için birçok uygun link fonksiyonu vardır. Genelleştirilmiş lineer modeller için bazı link fonksiyonları ve hesaplanma şekilleri aşağıda verilmiştir (Iyit, 2018).

- **Kümülatif lojit bağlantı fonksiyonu:** $g(\mu) = \ln(\mu/(1-\mu))$
- **Kümülatif probit bağlantı fonksiyonu:** $g(\mu) = \Phi^{-1}(\mu)$**,** Φ^{-1} ters standart normal kümülatif dağılım işlevidir.
- **Kümülatif tamamlayıcı log-log bağlantı fonksiyonu:** $g(\mu) = \ln(-\ln(1-\mu))$
- **Kümülatif Cauchit bağlantı fonksiyonu:** $g(\mu) = \tan(\pi(\mu - 0.5))$
- **Kümülatif negatif log-log bağlantı fonksiyonu:** $g(\mu) = -\ln(-\ln(\mu))$

3.2. Çokterimli Bağımlı Değişkenli Modeller

Çok kategorili bağımlı değişkenler için Genelleştirilmiş Lineer Modeller (GLM) çokterimli dağılıma sahip bir bağımlı değişkenden söz etmektedir. Bu bölümde çokterimli yanıt değişkenleri için lojistik regresyon uygulamasından bahsedilecektir. Bağımlı değişkenin sınıflamalı veya sıralamalı olması durumunda ayrı modeller mevcuttur.

Bağımlı değişkenin kategori sayısı c olsun. π_{ij}, bağımlı değişkenin j. kategorisinin i. birim için olasılığını göstermek üzere;

$$\sum_{j=1}^{c} \pi_{ij} = 1 \qquad (3.4)$$

şeklindedir. Kategori seçimi tek bir çokterimli denemesinin sonucudur. Bağımlı değişken $\underset{\sim}{y}_i = (y_{i1},...,y_{ic})$, i. birim için $(i = 1,...,N)$ çokterimli denemesini göstersin. Burada eğer bir değişken j. kategoride ise $y_{ij} = 1$ olacaktır, diğer durumlarda $y_{ij} = 0$'dır. Bu durumda $\sum_j y_{ij} = 1$ 'dir ve i. birim için çokterimli olasılık dağılımı,

$$p(y_{i1},...,y_{ic}) = \pi_{i1}^{y_{i1}}...\pi_{ic}^{y_{ic}} \tag{3.5}$$

şeklindedir.

3.3. Sınıflamalı Bağımlı Değişken

c kategoriye sahip sınıflamalı bağımlı değişken için çok kategorili lojistik modeller aynı anda $\frac{c(c-1)}{2}$ kategori çiftinin log odds oranlarını kastetmektedir. Bunlardan $(c-1)$ tanesi kesin olarak belirlendiğinde geri kalanına gerek yoktur. Şöyle ki; bağımlı değişkenin her bir kategorisi, c gibi bir referans kategorisi ile karşılaştırılmak suretiyle bir çokterimli lojistik model oluşturulur. Referans kategorisine göre odds oranları,

$$\log\frac{\pi_{i1}}{\pi_{ic}},\ \log\frac{\pi_{i2}}{\pi_{ic}},...,\log\frac{\pi_{i,c-1}}{\pi_{ic}} \tag{3.6}$$

şeklindedir. j. referans kategorili lojit $\log(\pi_{ij}/\pi_{ic})$, eşitlik (3.7)'deki gibi;

$$\log\left[\frac{p(y_{ij}=1 \mid y_{ij}=1 \text{veya } y_{ic}=1)}{1-p(y_{ij}=1 \mid y_{ij}=1 \text{veya } y_{ic}=1)}\right] = \log\frac{\pi_{ij}}{\pi_{ic}} \tag{3.7}$$

bir koşullu olasılık lojitidir. $\underset{\sim}{x}_i = (x_{i1},...,x_{ip})$, i. birim için açıklayıcı değişkenler vektörü olsun. $\underset{\sim}{\beta}_j = (\beta_{j1},...,\beta_{jp})'$ vektörü de j. lojit için parametreleri göstermek üzere; referans kategorili lojit modeli,

$$\log \frac{\pi_{ij}}{\pi_{ic}} = \underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta}_j = \sum_{k=1}^{p} \beta_{jk} x_{ik} \qquad j = 1,...,c-1 \tag{3.8}$$

şeklindedir. Bu model aynı zamanda çokterimli lojit model adını alır ve $\underset{\sim}{x}$'in c-1 tane lojit üzerindeki etkisini gösterir. Bu etki, bağımlı değişkenin karşılaştırıldığı referans kategorisine göre değişir. Bağımlı değişkenin kategorilerinin diğer karşılaştırmaları için lojitler (3.9)'daki gibi tanımlanır.

$$\log \frac{\pi_{ia}}{\pi_{ib}} = \log \frac{\pi_{ia}}{\pi_{ic}} - \log \frac{\pi_{ib}}{\pi_{ic}} = \underset{\sim}{x}_i \left(\underset{\sim}{\beta}_a - \underset{\sim}{\beta}_b \right) \tag{3.9}$$

Açıklayıcı değişkenler için, $x_{i1} = 1$ alınarak kesme terimi katsayısı hesaplanır. Kesme terimi her lojit için farklılık gösterir. Referans kategorili lojit modeller doğrudan bağımlı değişkenlerin olasılıkları $\{\pi_{ij}\}$ olarak açıklanabilir:

$$\pi_{ij} = \frac{\exp\left(\underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta}_j \right)}{1 + \sum_{h=1}^{c-1} \exp\left(\underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta}_h \right)} \tag{3.10}$$

Burada $\underset{\sim}{\beta}_c = \underset{\sim}{0}$'dır.

Eşitlik (3.10)'un payında yer alan j kategorilerine ait tahmin değerleri paydaya eklenmektedir, böylece her i. birim için $\sum_{j=1}^{c} \pi_{ij} = 1$ olur. c=2 durumu için eşitlik (3.10) ikili lojistik regresyon olasılık formülünü verir.

Bağımlı değişkene ilişkin j veya c kategorisindeki koşullu etki yerine tüm etkileri yorumlamak kolay değildir, çünkü (3.7) eşitliği tüm $\{\underset{\sim}{\beta}_h\}$ 'ların π_{ij}'ye olan katkısını verir. İkili lojistik regresyondaki $\partial \pi_i / \partial x_{ik} = \beta_k \pi_i (1 - \pi_i)$ ilişkisi,

$$\frac{\partial \pi_{ij}}{\partial x_{ik}} = \pi_{ij} \left(\beta_{jk} - \sum_{j'} \pi_{ij'} \beta_{j'k} \right) \tag{3.11}$$

şeklinde genellenebilir. Bu türeve göre β_{jk}'ların aynı işarete sahip olması gerekmez, x_{ik}'nın bir fonksiyonu olarak π_{ij}'nin eğimi, x_{ik}'nın artan değerleri için yön değiştirebilir (Agresti, 2015).

3.3.1. Çok değişkenli GLM olarak referans kategorili lojit modeli

$g(\mu_i) = \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}$ tek bir bağımlı değişkenli GLM, çok değişkenli bir genelleştirilmiş lineer modele genişletilebilir. Model, üstel dağılım ailesinin çok değişkenli bir genellemesindeki dağılıma sahip rastgele bileşenlere uygulanır (Eşitlik 3.12).

$$f(y_i;\theta_i,f) = \exp\left\{\left[y_i^T\theta_i - b(\theta_i)\right]/a(f) + c(y_i,f)\right\} \tag{3.12}$$

Burada $\underset{\sim}{\theta}_i$ doğal parametredir. i. birimin $\underset{\sim}{\mu}_i = E(y_i)$ ortalamalı $\underset{\sim}{y}_i$ bağımlı vektörü için, $\underset{\sim}{g}$ link fonksiyonları vektörü olsun. Çok değişkenli GLM,

$$\underset{\sim}{g}(\underset{\sim}{\mu}_i) = \underset{\sim}{X}_i\underset{\sim}{\beta} \qquad i = 1,...,N \tag{3.13}$$

şeklindedir (Fahrmeir ve Tutz, 2013). Burada tasarım matrisi $\underset{\sim}{X}_i$'nin j. satırı, i gözlemi için, y_{ij} bağımlı değişkene karşı gelen açıklayıcı değişken değerlerini içerir.

Çokterimli dağılım çok değişkenli üstel dağılım ailesinin bir üyesidir. Referans kategori lojit model de bir çok değişkenli GLM'dir. Gösterim için, $y_{ic} = 1-(y_{i1}+...+y_{i,c-1})$ yerine $\underset{\sim}{y}_i = (y_{i1},...,y_{i,c-1})^T$ alınsın. $\underset{\sim}{\mu}_i = (\pi_{i1},...,\pi_{i,c-1})^T$ olsun.

$$\underset{\sim}{g}_j(\underset{\sim}{\mu}_i) = \log\left\{\mu_{ij}/\left[1-(\mu_{i1}+...+\mu_{i,c-1})\right]\right\} \tag{3.14}$$

$(c-1)\times(c-1)p$ 'lik $\underset{\sim}{X}_i$ tasarım matrisi, i. gözlem için;

$$\underset{\sim}{X}_i\underset{\sim}{\beta} = \begin{pmatrix} \underset{\sim}{x}_i & \underset{\sim}{0} & \dots & \underset{\sim}{0} \\ \underset{\sim}{0} & \underset{\sim}{x}_i & \dots & \underset{\sim}{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \underset{\sim}{0} & \underset{\sim}{0} & \dots & \underset{\sim}{x}_i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \underset{\sim}{\beta}_1 \\ \underset{\sim}{\beta}_2 \\ \vdots \\ \underset{\sim}{\beta}_{c-1} \end{pmatrix} \tag{3.15}$$

şeklindedir. Burada, $\underset{\sim}{0}$, 0 elemanlarından oluşan $1\times p$ 'lik vektördür (Agresti, 2015).

3.3.2. Referans kategorili lojit modelinde parametre tahmini

Referans kategorili lojit modellere uygulanan en çok olabilirlik, $\{\pi_{ij}\}$ 'ye karşı eş zamanlı olarak modeli karakterize eden c-1 tane eşitliği sağlayarak çokterimli olabilirliği maksimize eder. i. birimden log-olabilirliğe gelen katkı;

$$\log\left(\prod_{j=1}^{c}\pi_{ij}^{y_{ij}}\right) = \sum_{j=1}^{c-1} y_{ij}\log\pi_{ij} + \left(1-\sum_{j=1}^{c-1} y_{ij}\right)\log\pi_{ic} \tag{3.16}$$

$$= \sum_{j=1}^{c-1} y_{ij}\log\frac{\pi_{ij}}{\pi_{ic}} + \log\pi_{ic}$$

şeklindedir. Böylece referans kategorili lojitler çokterimli dağılım için doğal parametreler olurlar. Çokterimli GLM'ler için klasik link fonksiyonudurlar.

N bağımsız gözlemin olasılık denklemlerini oluşturmak için (3.16)'nın son satırında $\log\left(\pi_{ij}/\pi_{ic}\right)$ yerine $\underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}_j$ yazılırsa,

$$\pi_{ic} = 1/\left[1+\sum_{j-1}^{c-1}\exp\left(\underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}_j\right)\right] \tag{3.17}$$

olur. O zaman log-olabirlik fonksiyonu;

$$L\left(\underset{\sim}{\beta};\underset{\sim}{y}\right) = \log\left[\prod_{i=1}^{N}\left(\prod_{j=1}^{c}\pi_{ij}^{y_{ij}}\right)\right]$$

$$= \sum_{i=1}^{N}\left\{\sum_{j-1}^{c-1} y_{ij}\left(\underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}_j\right) - \log\left[1+\sum_{j-1}^{c-1}\exp\left(\underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}_j\right)\right]\right\}$$

$$= \sum_{j=1}^{c-1} \left[\sum_{k-1}^{p} \beta_{jk} \left(\sum_{i=1}^{N} x_{ik} y_{ij} \right) \right] - \sum_{i=1}^{N} \log \left[1 + \sum_{j=1}^{c-1} \exp\left(\underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta}_j \right) \right]$$

şeklinde olur· β_{jk} için yeterli istatistik $\sum_i x_{ik} y_{ij}$ 'dir. Sabit terim için $x_{i1} = 1$ alındığından, β_{j1} için yeterli istatistik $\sum_i x_{i1} y_{ij} = \sum_i y_{ij}$ 'dir, Bu da, j. kategorideki tüm gözlemlerin toplamı demektir.

$$\frac{\partial L\left(\underset{\sim}{\beta}, \underset{\sim}{y}\right)}{\partial \beta_{jk}} = \sum_{i=1}^{N} x_{ik} y_{ij} - \sum_{i=1}^{N} \left[\frac{x_{ik} \exp\left(\underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta}_j \right)}{1 + \sum_{\sim=1}^{c-1} \exp\left(\underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta}_j \right)} \right] = \sum_{i=1}^{N} x_{ik} \left(y_{ij} - \pi_{ij} \right) \tag{3.18}$$

olduğundan, olabilirlik eşitlikleri,

$$\sum_{i=1}^{N} x_{ik} y_{ij} = \sum_{i=1}^{N} x_{ik} \pi_{ij} \tag{3.19}$$

şeklindedir. π_{ij} 'ler denklem (3.10)'da tanımlandığı gibidir. Tek değişkenli GLM'ler için uygulanan link fonksiyonlarında olduğu gibi, olabilirlik oranları beklenen değerler için yeterli istatistikler olarak görülmektedir.

Log-olabilirlik fonksiyonunun ikinci türevi alındığına;

$$\frac{\partial^2 L\left(\underset{\sim}{\beta}, \underset{\sim}{y}\right)}{\partial \beta_{jk} \partial \beta_{jk'}} = -\sum_{i=1}^{N} x_{ik} x_{ik'} \pi_{ij} \left(1 - \pi_{ij} \right) \tag{3.20}$$

olarak elde edilir, $j \neq j'$ için;

$$\frac{\partial^2 L\left(\underset{\sim}{\beta}, \underset{\sim}{y}\right)}{\partial \beta_{jk} \partial \beta_{j'k'}} = -\sum_{i=1}^{N} x_{ik} x_{ik'} \pi_{ij} \pi_{ij'} \tag{3.21}$$

şeklindedir. Veri matrisi p×p boyutlu $(c-1)^2$ adet blok içerir (Eşitlik 3.22).

$$-\frac{\partial^2 L\left(\underset{\sim}{\beta}, \underset{\sim}{y}\right)}{\partial \underset{\sim}{\beta}_j \partial \underset{\sim}{\beta}_{j'}^T} = \sum_{i=1}^{N} \pi_{ij} \left[I\left(j = j'\right) - \pi_{ij'} \right] \underset{\sim}{x}_i^T \underset{\sim}{x}_i \tag{3.22}$$

Burada $I(.)$ gösterge fonksiyonudur. Hessian matrisi negatif tanımlı ise log-olabilirlik fonksiyonu dışbükeydir ve tek bir maksimum noktası vardır. Gözlenen ve beklenen veri özdeş ise, Newton-Raphson yöntemi en çok olabilirlik parametresi tahmininde Fisher skorlaması ile aynı sonuç verir, çünkü link fonksiyonu standarttır. En az bir tahmin sonsuz veya yok değilse yakınsama hızlıdır (Agresti, 2015).

3.3.3. Çokterimli modellerde sapma ve sonuç çıkarımı

Referans kategorili lojit modelleri için, en çok olabilirlik tahmincisi $\hat{\beta}$, büyük örneklemler için normal dağılıma sahiptir. Standart hatalar veri matrisinin tersinin köşegen elemanlarının kareköküdür. $\left\{\hat{\underset{\sim}{\beta}}_j\right\}$ lar korelasyonludur. $\left(\hat{\underset{\sim}{\beta}}_{\hat{a}} - \hat{\underset{\sim}{\beta}}_b\right)$ tahmini, $\log\left(\pi_{ia} / \pi_{ib}\right)$ için lineer tahmin edicideki etkilerdir ve referans kategorisinden bağımsızdır.

GLM'lerde istatistiksel çıkarım için olabilirlik oranı, Wald testi ve skor sonuç çıkarım yöntemleri kullanılabilir. Mesela, olabilirlik oran testi açıklayıcı değişkenin etkisini, k tane testle, $H_0 : \beta_{1k} = \beta_{2k} = ... = \beta_{c\text{-}1,k} = 0$ hipotezi ile test eder ve burada değişkeni c-1 serbestlik dereceli ki-kare dağılımlı modele eklediğinden maksimize edilen log-olabilirlikteki değişimi ikili olarak çalıştırır. Olabilirlik oranı test istatistiği karşılaştırılan modeller için sapma değerlerindeki farka eşittir (Cormack, 1989).

Binom dağılımlı GLM'lerin sapmalarının türevleri doğrudan çokterimli GLM'lere genellenebilir. Açıklayıcı değişkenlerin i. satırında yer alan gözlemlerin n_i denemeli gruplandırılmış veri için y_{ij} , j. kategorideki gözlemlerin oranını göstersin. Sapma, modele beklenen olasılıklar $\left\{\hat{\pi}_{ij}\right\}$ ve sınırlanmamış (doymuş model) alternatifi $\left\{\tilde{\pi}_{ij} = y_{ij}\right\}$ için değerlendirilen çokterimli olasılığın logaritmasını $\prod_i \left(\prod_j \pi_{ij}^{n_i y_{ij}} \right)$ ikili olarak karşılaştıran olabilirlik oranı istatistiğidir. Sapma ve Pearson istatistiği,

$$G^2 = 2\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{c} n_i y_{ij} \log \frac{n_i y_{ij}}{n_i \hat{\pi}_{ij}}, \qquad X^2 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{c} \frac{\left(n_i y_{ij} - n_i \hat{\pi}_{ij}\right)^2}{n_i \hat{\pi}_{ij}} \tag{3.23}$$

şeklindedir. Sapma ve Pearson istatistiği (3.24)'deki gibi gözlenen $\left\{n_i y_{ij}\right\}$ ve beklenen $\left\{n_i \hat{\pi}_{\hat{i}j}\right\}$ değerlerin toplamına dayalıdır.

$$G^2 = 2\sum \text{gözlenen} \log\left(\frac{\text{gözlenen}}{\text{beklenen}}\right) \qquad \chi^2 = \sum \frac{(\text{gözlenen} - \text{beklenen})^2}{\text{beklenen}} \tag{3.24}$$

İkili durumda olduğu gibi, kategorik açıklayıcı değişkenler ve verinin gruplanmış formunda G^2 ve χ^2, evrensel bir model kontrolü sağlayan uyum iyiliği istatistikleridir. Bu istatistikler beklenen değerler 5'ten fazla olduğunda ki-kare dağılımına yakınsar. Serbestlik derecesi modellenen çokterimli olasılık sayısından $\left(N(c-1)\right)$, model paremetre sayısının çıkarılması ile bulunur (Agresti, 2015).

3.3.4. Sınırlı seçim modelleri

Çokterimli lojit modellerde bazı uygulamalar, sınırlı bir seçenek kümesinden bir durumun seçimi üzerindeki açıklayıcı değişkenlerin etkilerini belirleme üzerinedir. Bağımlı değişkenin sınırlı bir seçenek kümesini içerdiği modeller sınırlı seçim modelleri adını alır (McFadden, 1974).

Çoğu sınırlı seçim uygulamasında bazı açıklayıcı değişkenler farklı bağımlı değişken seçenekleri için farklı değerler alır. Bu tip açıklayıcı değişkenler seçimlerin karakteristikleri adını alır. Seçenek kümesi karşısında hangi değerlerin sabit kalacağı konusunda genelden farklılık gösterirler.

p açıklayıcı değişken olması durumunda sınırlı seçim modelinde bağımsız değişkenler seçimlerin karakteristiklerinin tümüdür. i. durum ve j. seçim bağımlı değişken için, $\underset{\sim}{x}_{ij} = \left(x_{ij1}, ..., x_{ijp}\right)$ bağımlı değişkenlerin değerlerini gösteren j. seçeneğin seçilmesi olasılığı için sınırlı seçim modeli,

$$\pi_{ij} = \frac{\exp\left(\underset{\sim}{x}_{ij}\underset{\sim}{\beta}\right)}{\sum_{h=1}^{c}\exp\left(\underset{\sim}{x}_{ih}\underset{\sim}{\beta}\right)} \tag{3.25}$$

şeklindedir. Her a ve b seçim çifti için, lojit forma sahip model koşullu olasılıklarla,

$$\log\left(\pi_{ia} / \pi_{ib}\right) = \left(\underset{\sim}{x}_{ia} - \underset{\sim}{x}_{ib}\right)\underset{\sim}{\beta} \tag{3.26}$$

şeklinde ifade edilmiştir. a veya b seçimi üzerindeki koşulluluk, bu seçimler için değişkenin durumlarının değerleri arasındaki uzaklığa bağlı etkidir. Değerler aynı ise model, a ile b arasında seçim yapma üzerinde değişkenin etkisi olmadığını söyler. $\underset{\sim}{\beta}$ etkileri her bir seçim çifti için aynıdır. (3.26)'daki b üzerinden a'nın seçiminin odds oranı, açıklayıcı değişkenin değerlerinden seçilecek diğer alternatiflere bağlı değildir. Bu özellik, söz konusu alternatiflerden bağımsız olmaya işaret eder. Bu durumun tam anlamıyla gerçekleşmesi modelin alternatifleri ayrı ayrı kullanması ve kişilerin yaptığı seçimlerin ayrı olarak değerlendirilmesi durumunda mümkün olabilir (Agresti, 2015).

3.4. Sıralı Bağımlı Değişken

Sıralı tepki değişkenleri için oluşturulmuş modeller, monoton bir eğilim gibi sıralı özellikleri yansıtan terimlere sahiptir ve bu nedenle alınan tepkiler açıklayıcı bir değişkenin değeri arttıkça daha yüksek (veya daha düşük) kategorilerde düşme eğilimindedir. Bu tür modeller, nominal tepkiler için olan modellerden daha önceliklidir, çünkü potansiyel olarak daha az parametreye sahiptirler.

3.4.1. Kümülatif lojit modelleri

y_i , i konusu için yanıt sonucu kategorisini göstersin. Burada $y_i = j$ ise, c katlı terimli göstergelerinde $y_{ij} = 1$ ve $k \neq j$ için $y_{ik} = 0$ anlamına gelir. Kategori sıralamasını kullanmak için modeller kümülatif olasılıklar cinsinden ifade edilir:

$$P\left(y_i \leq j\right) = \pi_{i1} + ... + \pi_{ij,} \qquad j = 1,...,c$$

Kümülatif lojitler, bu kümülatif olasılıkların lojitleri şeklinde ifade edilmektedir:

$$\text{logit}\left[P(y_i \le j)\right] = \log \frac{P(y_i \le j)}{1 - P(y_i \le j)}$$

$$= \log \frac{\pi_{i1} + \ldots + \pi_{ij}}{\pi_{i,j+1} + \ldots + \pi_{ic}}, \qquad j = 1, \ldots, c-1$$

Her bir kümülatif lojit, tüm c yanıt kategorilerini kullanmaktadır.

Lojit modeli $\text{logit}\left[P(y_i \le j)\right]$ tek başına sıradan bir lojistik model olup 1- j arası kategorilerinin "başarı"yı ve $(j+1)-c$ arası kategorilerin "başarısızlığı" temsil ettiği ikili bir cevap için sıradan bir lojistik modeldir:

$$\text{logit}\left[P(y_i \le j)\right] = \alpha_j + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}, \qquad j = 1, \ldots, c-1 \tag{3.27}$$

Her kümülatif lojitin kendi kesişimi bulunmaktadır. $\{\alpha_j\}$ j cinsinden artmaktadır, çünkü $P(y_i \le j)$ herhangi bir sabit x_i'de j cinsinden artar ve lojit, $P(y_i \le j)$'nin artan bir fonksiyonudur. α_j kesme terimleri lineer tahminlerde ayrı ayrı gösterilir, çünkü bunlar diğer etkilerden farklı olarak j'ye bağlıdırlar. Şekil 3.1'de görüldüğü gibi model, açıklayıcı değişkenlerin $\underset{\sim}{\beta}$ etkilerinin her bir kümülatif lojit için aynı olduğunu belirtmektedir (Hartzel ve ark., 2001).

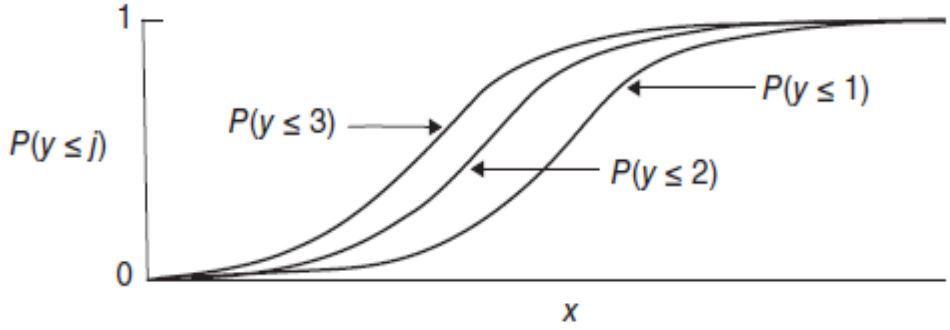
Bu model, cevap değişkenini sıra ölçeği olarak şu şekilde ele almaktadır: model ele alınırken sonuç kategorilerinin sırası tersine çevrilirse, model hala $\underset{\sim}{\beta}$'nın işaretinde değişiklikle devam eder; ancak, sonuç kategorilerine başka bir şekilde izin veriliyorsa, model aynı kalmaz.

Kümülatif lojit modeli (3.28) durumunu sağlar:

$$\text{logit}\left[P(y_i \le j \mid \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{u})\right] - \text{logit}\left[P(y_i \le j \mid \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{v})\right] \tag{3.28}$$

$$= \log \frac{\left[P(y_i \le j \mid \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{u})\right] / \left[P(y_i > j \mid \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{u})\right]}{\left[P(y_i \le j \mid \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{v})\right] / \left[P(y_i > j \mid \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{v})\right]} = (\underset{\sim}{u} - \underset{\sim}{v})\underset{\sim}{\beta}$$

$\underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{u}$ noktasındaki $(\leq j)$ şeklindeki tepkiler, $\underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{v}$ konumundaki oddsların $\exp\left[(\underset{\sim}{u} - \underset{\sim}{v})\underset{\sim}{\beta}\right]$ katıdır. Kümülatif olasılıkların odds oranına kümülatif odds oranı denir. Toplam odds oranı ise, $\underset{\sim}{u}$ ve $\underset{\sim}{v}$ arasındaki mesafeyle ilişkilidir. Her bir j için, x_{ik}'deki her bir birim artış başına $y_i \leq j$ kez $\exp(\beta_k)$ çarpımı, diğer açıklayıcı değişkenler için de ayarlanır. Aynı oransal sabit tüm c – 1 kümülatif lojitleri için β_{jk}'nın değil β_k'nın bir etkisi olarak geçerlidir.



Şekil 3.1. c = 4 kategorili sıralı bir yanıt değişkeni için, üç kümülatif olasılıktan her birinde aynı x etkisi olan kümülatif lojit modeli (Agresti, 2015)

Tüm kümülatif olasılıklar için geçerli olan ortak etki orantılı odds adını alır (Peterson ve Harrell Jr, 1990).

3.4.2. Orantılı odds yapısı için gizli değişken yorumu

y olarak ele alınan bir sürekli değişken için lineer model, kümülatif lojit modelinin orantılı odds yapısında farklı j'ler için ortak β etkisi olduğunu varsaymaktadır.. y_i^*'nin i birimi için gizli değişkeni gösterdiği düşünülsün. Burada, y^* değerlerinin x değerlerine $\mu_i = \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}$ ile bağlı olduğu bir ortalama etrafında değişkenlik gösterdiği bir ortamda kümülatif dağılım fonksiyonunun $G(y_i^* - \mu_i)$ olduğu varsayılsın. Sürekli değişkeni için $-\infty = \alpha_0 \langle \alpha_1 \langle ... \langle \alpha_c = \infty$, kesme noktaları olsun. O zaman,

$y_i = j$ ise $\alpha_{j-1} \langle y_i^* \langle \alpha_j$ dır.

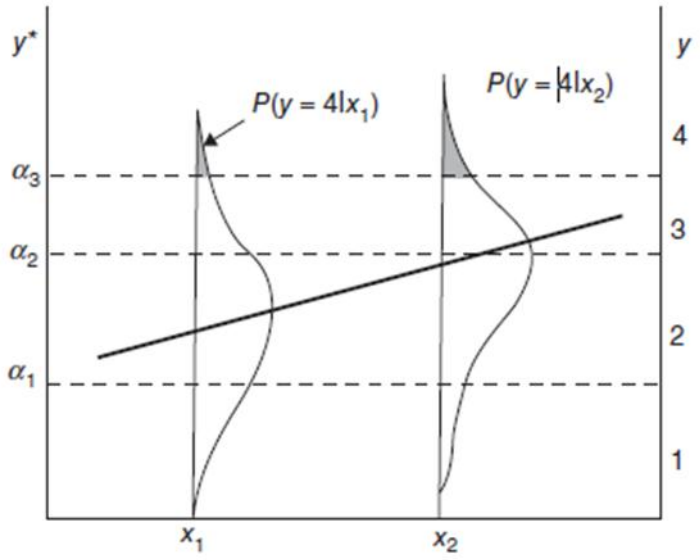
Yani gizli değişken j'ninci değer aralığına düştüğü zaman y_i, j kategorisinde yer almaktadır. Bu durumda

$$P(y_i \le j) = P(y_i^* \le \alpha_j) = G(\alpha_j - \mu_i) = G(\alpha_j - \underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta})$$

olacaktır.

y modelinin, G^{-1} bağlantı fonksiyonu düşünüldüğünde y^* için kümülatif dağılım fonksiyonunun tersi $P(y_i \le j)$'ye uygulanmaktadır. Eğer $y_i^* \le \underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta} + \varepsilon_i$ ise, burada ε_i'lerin kümülatif dağılım fonksiyonu G standart lojistiktir, G^{-1} lojit bağlantısı olur ve orantısal odds yapısı sonuçlarıyla kümülatif lojit modelidir. ε_i'ler için normallik kümülatif olasılıklar için bir probit bağlantısı anlamına gelir.

Gizli değişken y için $G(y_i^* - \mu_i)$ şeklindeki kümülatif dağılım fonksiyonunu kullanmak, lineer tahmin edicide $\alpha_j + \underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta}$ yerine $\alpha_j - \underset{\sim}{x}_i \underset{\sim}{\beta}$'yı kullanmaya yol açar. Bu alternatif parametrelendirmeyle $\beta_k \rangle 0$ olduğunda, x_{ik} artarken her bir kümülatif lojit azalır. Her bir kümülatif lojitin azalması ile y'nin dağılımının azalan uçlarına daha düşük bir yığılma olur. Böylece Şekil 3.2'de görüldüğü gibi y_i, x_{ik}'in yüksek değerlerinde yüksek değer alma eğiliminde olur.



Şekil 3.2. Gizli bir değişken için ordinal ölçüm ve altta yer alan lineer model (Agresti, 2015)

Bu durumda β_k'nın işareti gerçek anlamda pozitif veya negatif anlamlı olacaktır. Bilgisayar yazılımı kullanılırken lineer tahmin edicinin $\alpha_j + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}$'mı yoksa $\alpha_j - \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}$ şeklinde mi olduğuna dikkat edilerek tahmin edilen etkilerin işareti yorumlanmalıdır (McCullagh ve Nelder, 1989).

y'nin gizli değişken olarak ek alınmasında y^* ölçeğinin $\{\alpha_j\}$ kesme noktalarının ölçeği nerede kestiğinden ve kategori sayısından bağımsız bir şekilde aynı β etkileri oluşur. Etki parametreleri, y için kategori seçimine göre değişmez. Bu özellik, farklı yanıt ölçekleri kullanarak yapılan araştırmalardaki $\hat{\beta}$'ların karşılaştırılmasını mümkün kılmaktadır (Agresti, 2015).

3.4.3. Kümülatif probit ve kümülatif diğer bağlantı modelleri

İkili GLM'lerde olduğu gibi, kümülatif olasılıklar için de başka bağlantı fonksiyonları da mümkündür. G^{-1}'in, sürekli G kümülatif dağılım fonksiyonunun tersi olan bir bağlantı fonksiyonunu gösterdiğini düşünelim. Kümülatif bağlantı modeli, kümülatif olasılıkları lineer tahminleme modeline bağlamaktadır.

$$G^{-1}\left[P\left(y_i \le j\right)\right] = \alpha_j + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta} \qquad (3.29)$$

Odds oranı biçimde kümülatif lojit modelinde olduğu gibi (3.27), etkiler her kümülatif olasılık için aynıdır. Bu varsayım, bir y^* gizli değişkeninde, hata terimi için standart G kümülatif dağılım fonksiyonuna sahip lineer bir model sağladığında geçerlidir. Bu nedenle, kümülatif bağlantı modellerini, y^*'nin y_i'leri hakkında kaba sıralı ölçümler üzerindeki açıklayıcı değişkenlerin etkilerini tarif etmek için $\underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}$ lineer belirleyicisini kullanan lineer modeller olarak ele almak mümkündür.

Kümülatif probit modeli, G için standart normal kümülatif dağılım fonksiyonu Φ kullanan kümülatif bağlantı modelidir. Bu, ikili probit modelini sıralı tepkilere genelleştirir. Kümülatif probit modelleri, kümülatif lojit modellerine benzer bir uyum sağlamaktadır. Standart normal dağılım, standart lojistik değeri olan 1,81 ile karşılaştırıldığında standart sapma olarak 1,0'a sahip olduklarından daha küçük tahminlere ve standart hatalara sahiptirler. Temel bir gizli değişkenin, aşırı-değer dağılımı gibi yüksek derecede çarpık olmasını beklediğimizde, ikili modeli log-log veya tamamlayıcı log-log bağlantısı ile sıralı cevaplar şeklinde genelleyebilir (Cowles, 1996).

Kümülatif bağlantı modellerinde etkiler, gizli değişken modeli açısından yorumlanabilir. Kümülatif probit modeli, y^* için normal koşullu bir dağılım gösterdiğinde, gizli değişken modelinin ortaya çıktığı durumlarda uygun olmaktadır. $\Phi^{-1}\left[P\left(y_i \le j\right)\right] = \alpha_j - \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}$ parametresininde Φ'ya sahip $\varepsilon_i \sim N(0,1)$ olduğu durumda $y_i^* = \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta} + \varepsilon_i$ idi. x_{ik} 'teki 1 birimlik artış, diğer açıklayıcı değişkenleri ayarlayarak, $E\left(y_i^*\right)$'de β_k kadar artışa (ve dolayısıyla β_k standart sapmaların artışına) karşılık gelmektedir.

Öngörü gücü tanımlamak için, lineer modeller için çoklu korelasyonun bir analoğunun, gizli değişken y^* ile sabitlenmiş lineer tahminci değerleri arasındaki ilişki olarak kabul edilmesi gerekmektedir. Bu durum, doğrudan ikili veri ölçüsünü genelleştirir. Karesi ise bir R^2 analoğuna karşılık gelmektedir (McKelvey ve Zavoina, 1975). Bu R^2 ölçüsü, $\hat{y}^*$'nin tahmini varyansının kendisi ile bölünmüş değerine eşittir. Burada $\hat{y}_i^* = \sum_j \hat{\beta}_j x_{ij}$, kesişme terimi olmayan tahmini lineer belirleyici ile aynıdır ve y^*'nin tahmini varyansı, buna ek olarak gizli değişken modelindeki ε'nın varyansına eşittir (Probit bağlantı için 1 ve lojit bağlantı için $\pi^2/3 = 3.29$). Ayrıca, açıklayıcı bir

değişkenin, sıra ölçeğinin en yüksek (veya en düşük) kategorisinin, diğer açıklayıcı değişkenlerin ortalama değerlerinde, o değişkenin aralığı veya çeyrekler arası aralığı üzerindeki değişmesi bakımından etkisini özetlemek de faydalı olmaktadır (Agresti, 2015).

3.4.4. Kümülatif bağlantı modellerinde parametre tahmini ve model kontrolü

i. birimde oluşan tepkilerin çok kategorili göstergesi $\left(y_{i1},...,y_{ic}\right)$ ve G-1 kümülatif bağlantı modeli için çok terimli olasılık fonksiyonu $G^{-1}\left[P\left(y_i \le j\right)\right] = \alpha_j + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}$, $P\left(y_i \le 0\right) = 0$ olduğu durumlarda $\left(\left\{\alpha_j\right\},\beta\right)$'nın bir fonksiyonu olarak gözükmektedir.

$$\prod_{i=1}^{N}\left(\prod_{j=1}^{c}\pi_{ij}^{y_{ij}}\right) = \prod_{i=1}^{N}\left\{\prod_{j=1}^{c}\left[P\left(y_i \le j\right) - P\left\{y_i \le j-1\right\}\right]^{y_{ij}}\right\} \tag{3.30}$$

Bu durumda sürekli olabilirlik fonksiyonu ise (3.31)'deki gibi olmaktadır:

$$L\left(\alpha,\beta\right) = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{c} y_j \log\left[G\left(\alpha_j + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right) - G\left(\alpha_{j-1} + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right)\right]$$

g, G'nin türevini, olasılık dağılım fonksiyon G'nin kümülatif dağılım fonksiyonunu ve δ_{jk} ise Kronoker deltasını temsil etsin. Eğer $j = k$ olursa $\delta_{jk} = 1$ ve aksi halde ise $\delta_{jk} = 0$ olacaktır. Böylelikle olabilirlik denklemleri (3.32) ve (3.33)'deki gibi oluşacaktır:

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_k} = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{c} y_{ij}x_{ik}\frac{g\left(\alpha_j + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right) - g\left(\alpha_{j-1} + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right)}{G\left(\alpha_j + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right) - G\left(\alpha_{j-1} + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right)} = 0 \tag{3.32}$$

ve

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_k} = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{c} y_{ij}\frac{\delta_{jk}g\left(\alpha_j + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right) - \delta_{j-1,k}g\left(\alpha_{j-1} + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right)}{G\left(\alpha_j + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right) - G\left(\alpha_{j-1} + \underset{\sim}{x}_i\underset{\sim}{\beta}\right)} = 0 \tag{3.33}$$

Hessian matrisi oldukça dağınıktır ve burada gösterilmemiştir. Olabilirlik denklemleri Fisher skoru veya Newton-Raphson metodu kullanılarak çözülebilmektedir. SE değerleri iki yöntem için biraz farklılık gösterir, çünkü beklenen ve gözlemlenen bilgi matrisleri bu kanonik olmayan bağlantı modeli için aynı değildir. Kümülatif bağlantı modelinin dayandığı gizli değişken modeli, sabit değişkenlik varsayarken konum etkilerini tanımladığından, açıklayıcı değişkenlerin ayarları etki üzerine stokastik olarak sıralanır: herhangi bir $\underset{\sim}{u}$ ve $\underset{\sim}{v}$ potansiyel açıklayıcı değişken değerlerinde gözlemlenen etkiler için, her bir j değerinde $P(y_i \le j | \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{u}) \le P(y_i \le j | \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{v})$ veya her bir j değerinde $P(y_i \le j | \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{u}) \ge P(y_i \le j | \underset{\sim}{x}_i = \underset{\sim}{v})$ olmaktadır. Bu ihlal edildiğinde ve bu modellerin uyma derecesi zayıf olarak gerçekleştiğinde, genellikle bunun nedeni yanıt değişkenliğinin de $\underset{\sim}{x}$ ile değişmesidir.

Farklı kümülatif olasılıklar için aynı $\underset{\sim}{\beta}$ etkilerinin ortaya çıkmasının bir avantajı, etkilerin her açıklayıcı değişken için sadece tek bir parametre gerektirecek şekilde özetleyici, basit ve temel olmasıdır. Modeller Eşitlik (3.29)'daki $\underset{\sim}{\beta}$ 'yı $\underset{\sim}{\beta}_j$ ile değiştirmek suretiyle ayrı etkileri içerecek şekilde genellenmektedir. Bu ise, farklı kümülatif olasılıklar için eğrilerin paralelliğinin olmadığı anlamına gelmektedir. Eğriler daha sonra kümülatif olasılıklar arasındaki uygun sırayı ihlal ederek bazı x değerlerini geçebilir (Agresti, 2015). Kümülatif olasılık kategorilerinde paralelliğin olduğu varsayımı yani orantısal odds modelinin uygulanıp uygulanmayacağına ki-kare testi ile karar verilir. Boş hipotez H_0, katsayıların her bir kümülatif olasılık kategorisinde aynı olduğu şeklindedir (Agresti, 2010).

Modele dahil edilen β_j 'lerin modele katkısının anlamlı olup olmadığının testi olabilirlik oranı testi ile yapılır.Olabilirlik oranı testi bir bağımsız değişkenin modele katkısını test etmede oldukça etkilidir. Fakat SPSS yazılımında doğrudan elde edilememektedir. Olabilirlik oranı testi yerine Wald ki-kare test istatistiği kullanılabilir (O'Connell ve ark., 2005). Wald istatistiği,

$$\chi^2 = \left(\frac{\beta}{SE_\beta} \right)^2 \tag{3.34}$$

şeklinde hesaplanır (Bewick ve ark., 2005). Wald istatistiği ki-kare dağılımına sahiptir ve yokluk hipotezi β_j'nin modele katkısının olmadığı şeklinde kurulur.

3.5. Bilgi Kriterleri

GLM' de kullanılan çeşitli uyum istatistikleri; Akaike'nin Bilgi Kriteri (AIC), (Akaike, 1974), Akaike Bilgi Kriterinin Küçük Örneklem Yanlı Düzeltilmiş Hali (AICC) dir. AICC, Hurvich ve Tsai (1989) ve Burnham ve Anderson (1998) tarafından geliştirilmiştir. Bayesci Bilgi Kriteri (BIC), Schwarz (1978), Tutarlı Akaike Bilgi Kriteri (CAIC), Bozdogan (1987) tarafından geliştirilmiş bilgi kriterlerindendir. En küçük bilgi kriterlerini veren modeller en uygun modellerdir (Iyit, 2018). Çizelge 3.1.'de bilgi kriterleri için formüller verilmiştir (Institute, 2011).

Çizelge 3.1. Bilgi kriterleri formülleri

Kriter	**Formül**
AIC	$-2I + 2d$
AICC	$-2I + 2d^{n^*} / \left(n^* - d - 1\right) - 2I$
BIC	$-2I + d\log n$
CAIC	$-2I + d\left(\log n + 1\right)$

l: Log olabilirlik

d: Modelin boyutu

n*: Veri boyutu

4. İNSANİ GELİŞME ENDEKSİ VERİSİ ÜZERİNE GENELLEŞTİRİLMİŞ LİNEER MODEL UYGULAMASI

Bu bölümde uygulama için kullanılan veri seti tanıtılarak SPSS 21 istatistiksel yazılım programı kullanılarak elde edilen sonuçlar sunulmuştur.

4.1. İnsani Gelişme Endeksi Verisi

İnsani gelişim endeksini modellemek için çokterimli dağılımlı bağımlı değişken üzerindeki sabit etkili bağımsız değişkenler belirlenerek bunlardan istatistiksel olarak anlamlı bulunan değişkenler ile model elde edilmiştir. Araştırmada kullanılan 188 ülkeye ait veri setinde bağımlı değişken insani gelişme endeksi ve bağımsız değişkenler yaşam beklenti endeksi, eğitim endeksi, GSYİH içindeki ithalat ihracat oranı, işsizlik oranı, gelir endeksi, cinsiyet eşitsizliği endeksi, yaşlılık bağımlılık oranı, gelen turist sayısı, ormanlık alan ve CO_2 emisyonları'dır. SPSS kullanılarak yapılan analizler sonucunda 10 bağımsız değişken arasında bağımlı değişken İnsani Gelişme Endeksi (İGE)'ni etkileyen ve istatistiksel olarak anlamlı bulunan bağımsız değişkenler Yaşam Beklenti Endeksi (YBE), Eğitim Endeksi (EE), Yaşlılık Bağımlılık Oranı (YBO), Gelen Turist Sayısı (GT), Ormanlık Alan (OA) ve CO_2 emisyonları'dır (CO_2). Veri seti her ülke için 2000, 2005, 2010, 2015 ve 2016 yıllarını içerecek şekilde panel veri yapısında elde edilmiştir. Burada amaç gözlem sayısını artırarak daha doğru parametre tahminlerine ulaşmaktır. Veri erişimindeki kısıtlar nedeniyle dengesiz panel veri elde edilebilmiştir. Veriler http://hdr.undp.org/ [Ziyaret Tarihi: 1 Mart 2017] ve https://www.who.int/gho/database/en/ [Ziyaret Tarihi: 1 Mart 2017] adreslerinden temin edilmiştir.

İGE değişkeni, Çizelge 4.1'de verildiği üzere, http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr2018_technical_notes.pdf [Ziyaret Tarihi: 3 Mart 2017] adresindeki tablo değerleri dikkate alınarak kategorize edilmiştir.

Çizelge 4.1. Bağımlı değişken insani gelişme endeksinin ve bağımsız değişken yaşam beklenti endeksi, eğitim endeksi, yaşlılık bağımlılık oranı, gelen turist sayısı, ormanlık alan ve CO_2 emisyonları çalışmaya dahil edilen kategorileri

Çok yüksek insani gelişme	0.800 ve üstü	4
Yüksek insani gelişme	0.700–0.799	3
Orta insani gelişme	0.550–0.699	2
Düşük insani gelişme	0.549 ve altı	1
Yaşam beklenti endeksi	0.80-0.99	3
Yaşam beklenti endeksi	0.60-0.79	2
Yaşam beklenti endeksi	0.59 ve altı	1
Eğitim endeksi	0.80-0.99	4
Eğitim endeksi	0.60-0.80	3
Eğitim endeksi	0.40-0.60	2
Eğitim endeksi	0.40 ve altı	1
Orman alanı	0.60-0.99	4
Orman alanı	0.40-0.60	3
Orman alanı	0.20-0.40	2
Orman alanı	0.20 ve altı	1
Karbondioksit emisyonları	4.5 ve üstü	3
Karbondioksit emisyonları	1-4.5	2
Karbondioksit emisyonları	1 ve altı	1
Gelen turist sayısı	4-5	4
Gelen turist sayısı	3-4	3
Gelen turist sayısı	2-3	2
Gelen turist sayısı	2 ve altı	1
Yaşlılık bağımlılık oranı	0.1 ve altı	3
Yaşlılık bağımlılık oranı	0.1-0.2	2
Yaşlılık bağımlılık oranı	0.2 ve üstü	1

http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr2018_technical_notes.pdf [Ziyaret Tarihi: 3 Mart 2017].

4.2. Uygulama

Veri setinin orantısal odds modeline uygun olup olmadığını ortaya koymak için SPSS programında paralellik varsayımı test edilmiştir. Çizelge 1'den görüldüğü gibi H_0 hipotezi reddedilemez ($p>0.05$), yani her bir kategorideki katsayılar için paralellik söz konusudur. Kümülatif olasılıklar hesaplanabilir.

Çizelge 4.2. Paralellik varsayımı testi

Test of ParallelLines[a]

Model	-2 LogLikelihood	Chi-Square	Df	Sig.
NullHypothesis	379,279			
General	346,665[b]	32,614[c]	30	,340

Bağımlı değişkenlerin İGE üzerindeki etkisini görmek için oluşturulan genelleştirilmiş lineer modelde bağımsız değişkenler için geriye doğru seçim yöntemiyle değişken seçme işlemi yapılarak anlamlı olan ($p<0.05$) değişkenler modelde kalmıştır (Çizelge 4.3).

Çizelge 4.3. Model efekt testleri

Tests of Model Effects

	WaldChi-Square	df	Sig.
YaşamBeklentiEndeksi	186,922	2	,000
EğitimEndeksi	140,900	3	,000
YaşlılıkBağımlılık Oranı	40,650	2	,000
OrmanlıkAlan	40,504	3	,000
GelenTuristSayısı	38,683	3	,000
CO2Emisyon	141,991	2	,000

Uygulamada kümülatiflojit fonksiyonuna alternatif olarak kümülatif probit, kümülatif tamamlayıcı log-log, kümülatif Cauchit ve kümülatif negatif log-log fonksiyonları arasından en uygun kümülatif bağlantı fonksiyonun seçimi yapılarak bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenlere etkisi incelenmiştir.

Çizelge 4.4. Kümülatif lojit bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar:

			Hipotez Testi			**95% Wald Güven Aralığı**	
Parametreler	$\hat{\beta}$	$s.e(\hat{\beta})$	**Wald Ki-Kare**	**df**	**Sig.**	**Alt Sınır**	**Üst Sınır**
İnsani Gelişme Endeksi=4	3,751	,9804	14,636	1	,000	1,829	5,672
İnsani Gelişme Endeksi=3	8,605	1,0741	64,172	1	,000	6,499	10,710
İnsani Gelişme Endeksi=2	13,323	1,2145	120,340	1	,000	10,943	15,703
Yasam Beklentisi Endeksi=1	4,639	,5316	76,141	1	,000	3,597	5,680
Yasam Beklentisi Endeksi=2	1,709	,3293	26,930	1	,000	1,063	2,354
Yasam Beklentisi Endeksi=3	-	-	-	-	-	-	-
Eğitim Endeksi=1	6,674	,9651	47,832	1	,000	4,783	8,566
Eğitim Endeksi=2	4,482	,8602	27,150	1	,000	2,796	6,168
Eğitim Endeksi=3	2,730	,7925	11,865	1	,001	1,177	4,283
Eğitim Endeksi=4	-	-	-	-	-	-	-
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=1	-2,133	,5170	17,018	1	,000	-3,146	-1,119
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=2	-,812	,3356	5,858	1	,016	-1,470	-,155
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=3	-	-	-	-	-	-	-
Orman Alanı=1	,843	,3533	5,686	1	,017	,150	1,535
Orman Alanı=2	,512	,3998	1,638	1	,201	-,272	1,295
Orman Alanı=3	,925	,3906	5,605	1	,018	,159	1,690
Orman Alanı=4	-	-	-	-	-	-	-
Gelen Turistler=1	1,836	,5903	9,670	1	,002	,679	2,993
Gelen Turistler=2	,785	,4942	2,521	1	,112	-,184	1,753
Gelen Turistler=3	,464	,4765	,947	1	,330	-,470	1,398
Gelen Turistler=4	-	-	-	-	-	-	-
CO_2 Emisyonları=1	3,606	,4991	52,193	1	,000	2,628	4,584
CO_2 Emisyonları=2	2,031	,3472	34,195	1	,000	1,350	2,711
CO_2 Emisyonları=3	-	-	-	-	-	-	-

Çizelge 4.4'ten elde edilen sonuçlara göre:

- İnsani gelişim endeksinin her 3 kategorisi için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Yaşam beklentisi endeksinin 1. ve 2. kategorileri için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.

- Eğitim endeksinin 1., 2. ve 3. kategoriler için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Yaşlılık bağımlılığı oranının 1. ve 2. kategorileri için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Orman alanının 1. ve 3. kategorileri için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 2. terimi için istatistiksel olarak anlamsızdır.
- Gelen turistlerin 1. kategorisi için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 2. ve 3. terimleri için istatistiksel olarak anlamsızdır.
- CO_2 emisyonlarının 1. ve 2. kategorileri için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.

Çizelge 4.5. Kümülatif Cauchit bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar:

			Hipotez Testi			**95% Wald Güven Aralığı**	
Parametreler	$\hat{\beta}$	$s.e\left(\hat{\beta}\right)$	**Wald Ki-Kare**	**df**	**Sig.**	**Alt Sınır**	**Üst Sınır**
İnsani Gelişme Endeksi=4	5,718	1,7851	10,262	1	,001	2,220	9,217
İnsani Gelişme Endeksi=3	12,961	2,3096	31,492	1	,000	8,434	17,488
İnsani Gelişme Endeksi=2	23,518	3,5271	44,461	1	,000	16,605	30,431
Yasam Beklentisi Endeksi=1	9,780	2,1570	20,559	1	,000	5,553	14,008
Yasam Beklentisi Endeksi=2	2,939	,6190	22,544	1	,000	1,726	4,152
Yasam Beklentisi Endeksi=3	-	-	-	-	-	-	-
Eğitim Endeksi=1	12,678	2,6063	23,661	1	,000	7,570	17,786
Eğitim Endeksi=2	6,740	1,5330	19.331	1	,000	3,736	9,745
Eğitim Endeksi=3	4,057	1.3102	9,588	1	,002	1,489	6,625
Eğitim Endeksi=4	-	-	-	-	-	-	-
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=1	-2,757	,6998	10,401	1	,001	-3,629	-,885
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=2	-,493	,4094	1,451	1	,228	-1,296	,309
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=3	-	-	-	-	-	-	-
Orman Alanı=1	1,455	,5829	6,229	1	,013	,312	2,597
Orman Alanı=2	,814	,6436	1,598	1	,206	-,448	2.075
Orman Alanı=3	1,966	,5977	10,823	1	,001	,795	3,138
Orman Alanı=4	-	-	-	-	-	-	-
Gelen Turistler=1	2,980	1,1650	6,541	1	,011	,696	5.293
Gelen Turistler=2	,985	,8377	1,383	1	,240	-,657	2,627
Gelen Turistler=3	,119	,7222	,027	1	,870	-1,297	1,534

Gelen Turistler=4	-	-	-	-	-	-	-
CO_2 Emisyonları=1	5,450	1,1263	23,416	1	,000	3,243	7,654
CO_2 Emisyonları=2	2,760	,6177	19,957	1	,000	1,549	3,970
CO_2 Emisyonları=3	-	-	-	-	-	-	-

Çizelge 4.5.'ten elde edilen sonuçlara göre:

- İnsani gelişim endeksinin her 3 kategorisi için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Yaşam beklentisi endeksinin 1. ve 2. kategorileri için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Eğitim endeksinin 1., 2. ve 3. kategoriler için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Yaşlılık bağımlılığı oranının 1. kategorisi için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 2. kategorisi için istatistiksel olarak anlamsızdır.
- Orman alanının 1. ve 3. kategorileri için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 2. terimi için istatistiksel olarak anlamsızdır.
- Gelen turistlerin 1. kategorisi için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 2. ve 3. terimleri için istatistiksel olarak anlamsızdır.
- CO_2 emisyonlarının 1. ve 2. kategorileri için parametre tahmini terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.

Çizelge 4.6. Kümülatif complementary log-log bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar:

			Hipotez Testi			**95% Wald Güven Aralığı**	
Parametreler	$\hat{\beta}$	$s.e(\hat{\beta})$	**Wald Ki-Kare**	**df**	**Sig.**	**Alt Sınır**	**Üst Sınır**
İnsani Gelişme Endeksi=4	1,675	,5027	11,105	1	,001	,690	2,661
İnsani Gelişme Endeksi=3	4,913	,5877	69,878	1	,000	3,761	6,064
İnsani Gelişme Endeksi=2	7,291	,6323	132,956	1	,000	6,052	8,531
Yasam Beklentisi Endeksi=1	2,444	,3157	59,937	1	,000	1,826	3,063
Yasam Beklentisi Endeksi=2	,739	,1878	15,488	1	,000	,371	1,107
Yasam Beklentisi Endeksi=3	-	-	-	-	-	-	-

Eğitim Endeksi=1	3,963	,4940	64,334	1	,000	2,994	4,931
Eğitim Endeksi=2	2,939	,4210	48,725	1	,000	2,114	3,764
Eğitim Endeksi=3	1,571	,3620	18,826	1	,000	,861	2,280
Eğitim Endeksi=4	-	-	-	-	-	-	-
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=1	-1,441	,3106	21,512	1	,000	-2,049	-,832
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=2	-,799	,2253	12,573	1	,000	-1,240	-,357
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=3	-	-	-	-	-	-	-
Orman Alanı=1	,746	,2265	10,844	1	,001	,302	1,190
Orman Alanı=2	,291	,2450	1,409	1	,235	-,189	,771
Orman Alanı=3	,446	,2451	3,314	1	,069	-,034	,927
Orman Alanı=4	-	-	-	-	-	-	-
Gelen Turistler=1	1,425	,3596	15,704	1	,000	,720	2,130
Gelen Turistler=2	,678	,2970	5,217	1	,022	,096	1,260
Gelen Turistler=3	,528	,2861	3,400	1	,065	-,033	1,088
Gelen Turistler=4	-	-	-	-	-	-	-
CO_2 Emisyonları=1	1,976	,3014	42,961	1	,000	1,385	2,566
CO_2 Emisyonları=2	1,351	,2291	34,742	1	,000	,902	1,800
CO_2 Emisyonları=3	-	-	-	-	-	-	-

Çizelge 4.6.'dan elde edilen sonuçlara göre:

- İnsani gelişim endeksinin her 3 kategorisi için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- CO_2 emisyonlarının 1. ve 2. kategorileri için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Yaşam beklentisi endeksinin 1. ve 2. kategorileri için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Eğitim endeksinin 1., 2. ve 3. kategoriler için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Yaşlılık bağımlılığı oranının 1. ve 2. kategoriler için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Orman alanının 1. kategorisi için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 2. ve 3. terimleri için istatistiksel olarak anlamsızdır.

- Gelen turistlerin 1. ve 2. kategorileri için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 3. terimi için istatistiksel olarak anlamsızdır.

Çizelge 4.7. Kümülatif negatif log-log bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar:

			Hipotez Testi			**95% Wald Güven Aralığı**	
Parametreler P	$\hat{\beta}$	$s.e(\hat{\beta})$	**Wald Ki-Kare**	**df**	**Sig.**	**Alt Sınır**	**Üst Sınır**
İnsani Gelişme Endeksi=4	3,333	,8239	16,369	1	,000	1,719	4,948
İnsani Gelişme Endeksi=3	6,522	,8553	58,156	1	,000	4,846	8,199
İnsani Gelişme Endeksi=2	9,899	,9427	110,255	1	,000	8.051	11,747
Yasam Beklentisi Endeksi=1	3,240	,3963	66,838	1	,000	2,463	4,017
Yasam Beklentisi Endeksi=2	1,208	,2171	30,935	1	,000	,782	1,633
Yasam Beklentisi Endeksi=3	-	-	-	-	-	-	-
Eğitim Endeksi=1	4,994	,8356	35,724	1	,000	3,357	6,632
Eğitim Endeksi=2	3,227	,7568	18,178	1	,000	1,743	4,710
Eğitim Endeksi=3	2,211	,7308	9,155	1	,002	,779	3,643
Eğitim Endeksi=4	-	-	-	-	-	-	-
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=1	-1,717	,3748	21,002	1	,000	-2,452	-,983
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=2	-,498	,2264	4,847	1	,028	-,942	-,055
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=3	-	-	-	-	-	-	-
Orman Alanı=1	,440	,2314	3,616	1	,057	-,014	,894
Orman Alanı=2	,260	,2716	,917	1	,338	-,272	,792
Orman Alanı=3	,572	,2640	4,694	1	,030	,055	1,089
Orman Alanı=4	-	-	-	-	-	-	-
Gelen Turistler=1	,886	,3836	5,336	1	,021	,134	1,638
Gelen Turistler=2	,387	,3403	1,296	1	,255	-,280	1,054
Gelen Turistler=3	,297	,3357	,782	1	,376	-,361	,955
Gelen Turistler=4	-	-	-	-	-	-	-
CO_2 Emisyonları=1	2,655	,3314	64,172	1	,000	2,005	3,305
CO_2 Emisyonları=2	1,463	,2275	41,363	1	,000	1,017	1,909
CO_2 Emisyonları=3	-	-	-	-	-	-	-

Çizelge 4.7.'den elde edilen sonuçlara göre:

- İnsani gelişim endeksinin her 3 kategorisi için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.

- Yaşam beklentisi endeksinin 1. ve 2. kategorileri için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Eğitim endeksinin 1., 2. ve 3. kategoriler için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Yaşlılık bağımlılığı oranının 1. ve 2. kategoriler için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Orman alanının 3. kategorisi için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 1. ve 2. terimleri için istatistiksel olarak anlamsızdır.
- Gelen turistlerin 1. kategorisi için kesme terimleri anlamlı iken 2. ve 3. terimi için istatistiksel olarak anlamsızdır.
- CO_2 emisyonlarının 1. ve 2. kategorileri için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.

Çizelge 4.8. Kümülatif probit bağlantı fonksiyonu altında ML yöntemini kullanarak elde edilen GLM için sonuçlar:

			Hipotez Testi			**95% Wald Güven Aralığı**	
Parametreler	$\hat{\beta}$	$s.e(\hat{\beta})$	**Wald Ki-Kare**	**df**	**Sig.**	**Alt Sınır**	**Üst Sınır**
İnsani Gelişme Endeksi=4	2,118	,5234	16,369	1	,000	1,092	3,144
İnsani Gelişme Endeksi=3	4,846	,5698	72,332	1	,000	3,729	5,963
İnsani Gelişme Endeksi=2	7,286	,6182	138,909	1	,000	6,074	8,497
Yasam Beklentisi Endeksi=1	2,447	,2749	79,240	1	,000	1,908	2,985
Yasam Beklentisi Endeksi=2	,901	,1792	25,280	1	,000	,550	1,252
Yasam Beklentisi Endeksi=3	-	-	-	-	-	-	-
Eğitim Endeksi=1	3,712	,5039	54,277	1	,000	2,725	4,700
Eğitim Endeksi=2	2,542	,4496	31,955	1	,000	1,660	3,423
Eğitim Endeksi=3	1,563	,4123	14,363	1	,000	,754	2,371
Eğitim Endeksi=4	-	-	-	-	-	-	-
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=1	-1,265	,2846	19,760	1	,000	-1,823	-,707
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=2	-,498	,1919	6,745	1	,009	-,874	-,122
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=3	-	-	-	-	-	-	-
Orman Alanı=1	,474	,1984	5,708	1	,017	,085	,863
Orman Alanı=2	,263	,2246	1,369	1	,242	-,177	,703

Orman Alanı=3	,476	,2217	4,618	1	,032	,042	,911
Orman Alanı=4	-	-	-	-	-	-	-
Gelen Turistler=1	,973	,3239	9,017	1	,003	,338	1,607
Gelen Turistler=2	,433	,2778	2,432	1	,119	-,111	,978
Gelen Turistler=3	,311	,2705	1,325	1	,250	-,219	,841
Gelen Turistler=4	-	-	-	-	-	-	-
CO_2 Emisyonları=1	2,017	,2711	55,324	1	,000	1,485	2,548
CO_2 Emisyonları=2	1,199	,1928	38,649	1	,000	,821	1,577
CO_2 Emisyonları=3	-	-	-	-	-	-	-

Çizelge 4.8.'den elde edilen sonuçlara göre:

- İnsani gelişim endeksinin her 3 kategorisi için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Yaşam beklentisi endeksinin 1. ve 2. kategorileri için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Eğitim endeksinin 1., 2. ve 3. kategoriler için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Yaşlılık bağımlılığı oranının 1. ve 2. kategoriler için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.
- Orman alanının 1. ve 3. kategorileri için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 2. terimi için istatistiksel olarak anlamsızdır.
- Gelen turistlerin 1. kategorisi için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlı iken 2. ve 3. terimleri için istatistiksel olarak anlamsızdır.
- CO_2 emisyonlarının 1. ve 2. kategorileri için kesme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır.

Çizelge 4.9. İncelenen 5 farklı bağlantı fonksiyonu için olabilirlik oranı ve bilgi kriter değerleri

Bağlantı Fonksiyonu	**Parametre Tahmini Yöntemi**	**Ölçek Parametre Tahmini Yöntemi**	**Olabilirlik Oranı Ki-Kare**	**AIC**	**BIC**	**CAIC**
Kümülatif Lojit	Newton-Raphson Fisher Skoru	Pearson Ki-Kare İstatistiği Sapma (Deviance) İstatistiği	860,719	415,279	491,178	509,178
Kümülatif Probit			859,738	416,261	492,160	510,160
Kümülatif Complementary Log-Log			832,726	443,273	519,172	537,172
Kümülatif Cauchit			831,405	444,594	520,493	538,493
*Kümülatif Negatif Log-Log			863,647	412,352	488,251	506,251

* en küçük IC değerlerini gösterir.

Çizelge 4.9'da görüldüğü üzere 5 bağlantı fonksiyonun her birine ayrı ayrı Newton-Raphson, Fisher Skoru paremetre tahmini yöntemleri ile Pearson Ki-Kare istatistiği ve Sapma (Daviance) İstatistiği ölçek parametre yöntemleri uygulanmıştır. Parametre ve ölçek parametre tahmini yöntemlerinin değiştirilmesinin sonuçlar üzerinde etkisinin olmadığı gözlemlenmiştir.

Bağlantı fonksiyonları arasında olabilirlik oranı olarak en yüksek (863,647) ve AIC (412,352), BIC (488.251), CAIC (506,251) olmak üzere bilgi kriterleri en düşük sonuçlanan Kümülatif Negatif Log-Log Modeli çalışmamız için en uygun modeldir. Kümülatif Negatif Log-Log Modeli için Parametre tahmin sonuçları çizelge 4.10' daki gibidir:

Çizelge 4.10. Kümülatif Negatif Log-Log Modeli için Parametre tahmin sonuçları

Parametreler	$\mathbf{Exp\left(-Exp(-\hat{\beta})\right)}$
İnsani Gelişme Endeksi=4	0,965
İnsani Gelişme Endeksi=3	0,999
İnsani Gelişme Endeksi=2	1,000
Yasam Beklentisi Endeksi=1	0,962
Yasam Beklentisi Endeksi=2	0,742
Yasam Beklentisi Endeksi=3	-
Eğitim Endeksi=1	0,993
Eğitim Endeksi=2	0,961
Eğitim Endeksi=3	0,896
Eğitim Endeksi=4	-
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=1	0,004
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=2	0,193
Yaşlılık Bağımlılığı Oranı=3	-
Orman Alanı=1	0,525

Orman Alanı=2	0,463
Orman Alanı=3	0,569
Orman Alanı=4	-
Gelen Turistler=1	0,662
Gelen Turistler=2	0,507
Gelen Turistler=3	0,476
Gelen Turistler=4	-
CO_2 Emisyonları=1	0,932
CO_2 Emisyonları=2	0,793
CO_2 Emisyonları=3	-

Kümülatif Negatif Log-Log link fonksiyonu kullanılarak bulunan genelleştirilmiş lineer model denklem (4.1)' de verilmiştir.

$$\begin{aligned}-\ln\left[-\ln\left(P\left(Y \geq 4\right)\right)\right] &= 3.333 + 25.533\left(YBE = 1\right) + 3.346\left(YBE = 2\right) \\ &+ 147.525\left(EE = 1\right) + 25.203\left(EE = 2\right) \\ &+ 9.124\left(EE = 3\right) + 0.179\left(YBO = 1\right) \\ &+ 0.607\left(YBO = 2\right) + 1.552\left(OA = 1\right) \\ &+ 1.296\left(OA = 2\right) + 1.771\left(OA = 3\right) \\ &+ 2.425\left(GT = 1\right) + 1.472\left(GT = 2\right) + 1.345\left(GT = 3\right) \\ &+ 14.224\left(CO_2 = 1\right) + 4.318\left(CO_2 = 2\right)\end{aligned} \qquad (4.1)$$

Kümülatif Negatif Log-Log link fonksiyonu kullanılarak bulunan genelleştirilmiş lineer model denklem (4.2)' de verilmiştir.

$$\begin{aligned}-\ln\left[-\ln\left(P\left(Y \geq 3\right)\right)\right] &= 6.522 + 25.533\left(YBE = 1\right) + 3.346\left(YBE = 2\right) \\ &+ 147.525\left(EE = 1\right) + 25.203\left(EE = 2\right) \\ &+ 9.124\left(EE = 3\right) + 0.179\left(YBO = 1\right) \\ &+ 0.607\left(YBO = 2\right) + 1.552\left(OA = 1\right) \\ &+ 1.296\left(OA = 2\right) + 1.771\left(OA = 3\right) \\ &+ 2.425\left(GT = 1\right) + 1.472\left(GT = 2\right) + 1.345\left(GT = 3\right) \\ &+ 14.224\left(CO_2 = 1\right) + 4.318\left(CO_2 = 2\right)\end{aligned} \qquad (4.2)$$

Kümülatif Negatif Log-Log link fonksiyonu kullanılarak bulunan genelleştirilmiş lineer model denklem (4.3)' de verilmiştir.

$$
\begin{aligned}
-\ln\left[-\ln\left(\mathrm{P}\left(\mathrm{Y}\geq 2\right)\right)\right] &= 9.899 + 25.533\left(YBE=1\right) + 3.346\left(YBE=2\right) \\
&+ 147.525\left(EE=1\right) + 25.203\left(EE=2\right) \\
&+ 9.124\left(EE=3\right) + 0.179\left(YBO=1\right) \\
&+ 0.607\left(YBO=2\right) + 1.552\left(OA=1\right) \\
&+ 1.296\left(OA=2\right) + 1.771\left(OA=3\right) \\
&+ 2.425\left(GT=1\right) + 1.472\left(GT=2\right) + 1.345\left(GT=3\right) \\
&+ 14.224\left(CO_2=1\right) + 4.318\left(CO_2=2\right)
\end{aligned}
\qquad (4.3)
$$

5. SONUÇLAR VE ÖNERİLER

İGE, insani durumu ve ülke sıralamasını doğru şekilde yansıtacak şekilde sınırlı bir kapasiteye sahiptir. İGE konusunda eleştirmenler, ülkelerin insani gelişimin ölçümünde çok az ya da yanlış göstergeler kullandığını iddia etmişlerdir. Bunun temel nedeni, İGE'nin hesaplanmasında kullanılan sağlık ve eğitim unsurlarının dinamik olmamasıdır. İGE değerinin zaman içinde ilerlemek için geliştiği doğrudur, ancak bu bileşenler İGE değerini etkilemek için önemli bir yıllık artış sağlayamaz. Bu, İGE'nin yıllık değişimlere karşı hassasiyetini azaltır.

Trabold-Nübler (1991), değiştirilmiş bir İGE'yi öneren ilk akademisyen olmuştur. İGE'nin teknik olarak yeniden tasarlanması ve her yıl mevcut en son verilerle hesaplanması gerektiğini söylemiştir. Desai (1991), İGE'nin teorik bir yaklaşım ve nicel ölçü olarak kullanılmasını desteklemiştir. İGE'nin kalkınma teorisi ve politikasını iyileştirmek için gelecek sözü verdiği sonucuna varmıştır. Kelley (1991), ağırlıklara göre bileşen yelpazesi seçimini incelemiş ve gelişmiş ülkelerin İGE'de çok az iyileşme veya iyileşme yapamayacağını iddia etmiştir.

Lind (1992), İGE'nin potansiyel olarak dünya sosyal gelişimi için güçlü bir araç olduğunu ve kamu hedefleriyle tutarlı olduğunu belirtmiştir. Ram (1992), eşitsizlik önlemlerinin, kişi başına düşen reel GSYİH ile İGE arasında çok yüksek bir pozitif korelasyon olmasına rağmen, çarpıcı biçimde farklı sonuçlar ortaya koyduğunu tespit etmiş ve ayrıca ülkeler arasındaki eşitsizliğin dikkate alınmadığını iddia etmiştir .

Anand (1994); Srinivasan (1994); Streeten (1994) GSYİH'nın kalkınma için en iyi vekil olduğunu savunmuşlardır. Kısa vadede, İGE'yi yüksek oranda etkileyecek sağlık ve eğitim rakamlarında fazla bir artış olmadığını, ancak İGE'deki bir değişikliğin, ekonomik krizin veya çok yüksek yıllık ekonomik büyümenin etkisiyle, kişi başına GSYH'nın ciddi şekilde değişmesine bağlı olduğunu savunmuşlardır.

Clark (1994) işsizlik oranının İGE'yi, gelir kaybından çok daha fazla etkilediğini savunmuştur. İşsizliğin kişisel refah üzerindeki etkileri literatürde incelenmiştir. Bu çalışmaların birçoğu, işsizliğin, benlik saygısı, sağlık ve intihardaki bozulma gibi kişisel refahtaki düşüşlere katkıda bulunmada önemli bir faktör olduğunu göstermiştir. İşsizliğin, suç veya çocuk sağlığı gibi yasadışı faaliyetlerde bulunma ve sosyal yerinden

olma eğiliminde artış eğilimi olduğu (Darity ve Goldsmith, 1996; Machin ve Manning, 1998; Fagan ve Freeman, 1999) ve işsizlik oranındaki artışın, bireylerin mutluluk düzeyi ve beklenen kişisel gelecek faydaları üzerinde doğrudan bir etkisinin olduğu savunulmuştur (Altındağ ve Mocan, 2010).

Shetty ve Pakkala (2010), Hindistan'ın farklı bölgelerinde İGE'yi gelirden yararlanarak ölçmüşlerdir. Hidalgo (2010), karmaşık İGE verileriyle başa çıkmak için grafiksel istatistiksel yöntemi kullanmış ve ülkelerin insani gelişmişlik düzeylerini karşılaştırmıştır. Rinaldi ve Nurwita (2010) Endonezya'da İGE''yi incelemiştir. Alkire ve Foster (2010), İGE'nin Binyıl Kalkınma Hedefleri ile ilişkisi, insan hakları, insan güvenliği, eşitsizlik, çevresel sürdürülebilirlik ve mutluluk konularını ele almıştır. Stewart (2010), Türkiye dahil Avrupa ülkelerinde İGE seviyesini incelemiştir. Nguefack-Tsague ve ark. (2011) temel bileşen analizini kullanmış ve aynı ağırlıkların İGE bileşenleri için kullanılmasını desteklemiştir. Engineer ve ark. (2010) İGE'de doğumda beklenen sağlıklı yıllar olan bir morbidite göstergesinin kullanılmasını önermiştir. Lind (2010) kalibre edilmiş bir İGE'yi tanıtmıştır. Harttgen ve Klasen (2012), İGE'nin hanehalkı düzeyinde kullanılmasını önermiştir. Vierstraete (2012), veri zarflama analizinin kullanılmasını önermiştir ve ülkelerin hem ideal İGE seviyesine ulaşmada hem de GSYİH hedeflerine ulaşmada etkili olduğu sonucuna varmıştır. Kovacevic ve Aguña (2010) duyarlılık analizini İGE'ye uygulamıştır.

Literatür geçmişine baktığımızda İGE yorumlamasında ağırlıkla yoksulluk, GSYİH ve eşitsizlik konularının işlendiği; ormanlık alan, gelen turist sayısı, yaşlılık bağımlılık oranı, CO_2 emisyonu gibi konuların fazlaca ele alınmadığı görülmektedir.

5.1. Sonuçlar

Araştırmamızda kullanılan 188 ülkeye ait veri setinde bağımlı değişken insani gelişme endeksi, bağımsız değişkenler yaşam beklenti endeksi, eğitim endeksi, GSYİH içindeki ithalat ihracat oranı, işsizlik oranı, gelir endeksi, cinsiyet eşitsizliği endeksi, yaşlılık bağımlılık oranı, gelen turist sayısı, ormanlık alan ve CO_2 emisyonları'dır. SPSS kullanılarak yapılan analizler sonucunda 10 bağımsız değişken arasında bağımlı değişken İnsani Gelişme Endeksi (İGE)'ni etkileyen ve istatistiksel olarak anlamlı bulunan bağımsız değişkenler Yaşam Beklenti Endeksi (YBE), Eğitim Endeksi (EE),

Yaşlılık Bağımlılık Oranı (YBO), Gelen Turist Sayısı (GT), Ormanlık Alan (OA) ve CO_2 emisyonları'dır (CO_2). Kesim 4.2'deki sonuçlara göre, İGE'yi modellemek için, genelleştirilmiş lineer modelde olabilirlik oran istatistiği en yüksek ve IC oranları en düşük bağlantı fonksiyonu kümülatif negatif log-log bulunmuş olup (Çizelge 4.9), insani gelişim endeksinin her 3 kategorisi için kesme terimleri, yaşam beklentisi endeksinin 1. ve 2. kategorileri, eğitim endeksinin 1., 2. ve 3. kategorileri, yaşlılık bağımlılığı oranının 1. ve 2. kategorileri, orman alanının 3. kategorisi, gelen turistlerin 1. kategorisi, CO_2 emisyonlarının 1. ve 2. kategorileri için parametreleri anlamlıdır. Orman alanının 1. ve 2. kategorileri ile gelen turistlerin 2. ve 3. kategorileri için parametre tahminleri anlamsız bulunmuştur. Çizelge (4.10) dikkate alınarak sonuçlar yorumlandığında;

İnsani Gelişim Endeksinin 4. seviyesi 3. seviyesine göre 0,965 kat, 3. seviyesi 2. seviyesine göre 0,999 kat etkilenmektedir.

Yaşam beklentisi endeksinin 1. seviyesi 2. seviyesine göre 0,962 kat etkilenmektedir.

Eğitim endeksinin 1. seviyesi 2. seviyesine göre 0,993 kat, 2. seviyesi 3. seviyesine göre 0,961 kat etkilenmektedir.

Yaşlılık Bağımlılık Oranının 1. seviyesi 2. seviyesine göre 0,004 kat etkilenmektedir.

Orman Alanının 1. seviyesi 2. seviyesine göre 0,525 kat, 2. seviyesi 3. seviyesine göre 0,463 kat etkilenmektedir.

Gelen Turistlerin 1. seviyesi 2. seviyesine göre 0,662 kat, 2. seviyesi 3. seviyesine göre 0,507 kat etkilenmektedir.

CO_2 Emisyonlarının 1. seviyesi 2. seviyesine göre 0,932 kat etkilenmektedir.

İnsani gelişme endeksinin üç temel ayağı olan yaşam beklenti endeksi, eğitim endeksi ve gelir endeksinden gelir endeksinin modele katkısı anlamsız olduğu için modele dahil edilmemiştir. Yaptığımız çalışma sonucunda eğitim endeksinin, yaşam beklenti endeksinin, orman anının, gelen turistlerin ve CO_2 emisyonlarının arttıkça

insani gelişim endeks değerinin de yükselttiği, yaşlılık bağımlılık oranının artmasının ise insani gelişim endeks değerini düşürdüğü görülmektedir.

5.2. Öneriler

Çalışmamızda, GLM'de bağımlı değişkenin çok terimli dağılıma sahip olması durumunda, ele alınan kümülatif bağlantı fonksiyonları arasından en uygun fonksiyonun seçiminin önemi üzerinde durulmuştur. Çalışmamızda amaç gözlem sayısını artırarak daha doğru parametre tahminlerine ulaşmaktır. Ancak veri erişimindeki kısıtlar nedeniyle dengesiz panel veri elde edilebilmiştir. Değişken sayısı çeşitlendirilerek, İGE'ye etki eden farklı değişkenler tespit edilebilir ve İGE'yi açıklayan farklı modeller kurularak bu çalışmada elde edilen modeller ile karşılaştırılabilir.

Çalışmamız, her bir ülke için hesaplanan İGE'yi etkileyen faktörler dikkate alınarak refah düzeyini artırmaya yönelik planlamaların daha iyi yapılmasına yardımcı olunabilir.

KAYNAKLAR

.

Agresti, A., 2010, Analysis of ordinal categorical data, John Wiley & Sons, p.

Agresti, A., 2015, Foundations of linear and generalized linear models, John Wiley & Sons, p.

Akaike, H., 1974, A new look at the statistical model identification, In: Selected Papers of Hirotugu Akaike, Eds: Springer, p. 215-222.

Alkire, S. ve Foster, J. E., 2010, Designing the inequality-adjusted human development index.

Allardyce, J., Leonenko, G., Hamshere, M., Pardiñas, A. F., Forty, L., Knott, S., Gordon-Smith, K., Porteous, D. J., Haywood, C. ve Di Florio, A., 2018, Association between schizophrenia-related polygenic liability and the occurrence and level of mood-incongruent psychotic symptoms in bipolar disorder, *JAMA psychiatry*, 75 (1), 28-35.

Altındağ, D. ve Mocan, H. N., 2010, Joblessness and perceptions about the effectiveness of democracy.

Anand, S. H., Christopher J 1994, Choosing a welfare indicator, *The American Economic Review*, 84 (2), 226-231.

Anderson, D., Feldblum, S., Modlin, C., Schirmacher, D., Schirmacher, E. ve Thandi, N., 2004, A practitioner's guide to generalized linear models, *Casualty Actuarial Society Discussion Paper Program*, 1-116.

Bewick, V., Cheek, L. ve Ball, J., 2005, Statistics review 14: Logistic regression, *Critical care*, 9 (1), 112.

Boer, L. ve Koekkoek, A., 1993, Human development report: Fad or fixture?, *Development Policy Review*, 11 (4), 427-438.

Bozdogan, H., 1987, Model selection and Akaike's information criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions, *Psychometrika*, 52 (3), 345-370.

Burnham, K. P. ve Anderson, D. R., 1998, Practical use of the information-theoretic approach, In: Model Selection and Inference, Eds: Springer, p. 75-117.

Burnside, C., Teoride ve Uygulamada Mali Sürdürülebilirlik: Bir Rehber, *Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8 (16), 139-144.

Clark, A. E. O., Andrew J 1994, Unhappiness and unemployment, *The Economic Journal*, 104 (424), 648-659.

Cormack, R. M., 1989, Log-linear models for capture-recapture, *Biometrics*, 395-413.

Cowles, M. K., 1996, Accelerating Monte Carlo Markov chain convergence for cumulative-link generalized linear models, *Statistics Computing*, 6 (2), 101-111.

Darity, W. A. ve Goldsmith, A. H., 1996, Social psychology, unemployment and macroeconomics, *Journal of Economic Perspectives*, 10 (1), 121-140.

de Havenon, A., Haynor, D. R., Tirschwell, D. L., Majersik, J. J., Smith, G., Cohen, W. ve Andre, J. B., 2017, Association of collateral blood vessels detected by arterial spin labeling magnetic resonance imaging with neurological outcome after ischemic stroke, *JAMA neurology*, 74 (4), 453-458.

Desai, M., 1991, Human development: concepts and measurement, *European Economic Review*, 35 (2-3), 350-357.

Engineer, M. H., Roy, N. ve Fink, S., 2010, "Healthy" human development indices, *Social Indicators Research*, 99 (1), 61-80.

Ephrenesis, D., 1994, Policy uses of HDI: Goals and strategies, *SIDA: Planeringssekretariatet*.

Fagan, J. ve Freeman, R. B., 1999, Crime and work, *Crime Justice*, 25, 225-290.

Fahrmeir, L. ve Tutz, G., 2013, Multivariate statistical modelling based on generalized linear models, Springer Science & Business Media, p.

Faraway, J. J., 2016, Extending the linear model with R: generalized linear, mixed effects and nonparametric regression models, Chapman and Hall/CRC, p.

Fırat, E., Ürün, E. ve Aydın, A., 2015, Kalkınma ve Eğitim İlişkisi: İnsani Gelişme Endeksine Göre Türkiye'nin Eğitim Düzeyinin Değerlendirilmesi, *Internatıonal Conference on Eurasian Economies*, 876-883.

Fukino, K., Shen, L., Patocs, A., Mutter, G. L. ve Eng, C., 2007, Genomic instability within tumor stroma and clinicopathological characteristics of sporadic primary invasive breast carcinoma, *JAMA neurology*, 297 (19), 2103-2111.

Hansen, A. J., Young, S. W., De Petris, G., Tessier, D. J., Hernandez, J. L. ve Johnson, D. J., 2004, Histologic severity of appendicitis can be predicted by computed tomography, *Archives of Surgery*, 139 (12), 1304-1308.

Harttgen, K. ve Klasen, S., 2012, A household-based human development index, *World Development*, 40 (5), 878-899.

Hartzel, J., Agresti, A. ve Caffo, B., 2001, Multinomial logit random effects models, *Statistical Modelling*, 1 (2), 81-102.

Hidalgo, C. A., 2010, Graphical statistical methods for the representation of the human development index and its components, *Human Development Research Paper*, 39.

Hopkins, M., 1991, Human development revisited: A new UNDP report, *World Development*, 19 (10), 1469-1473.

Hurvich, C. M. ve Tsai, C.-L., 1989, Regression and time series model selection in small samples, *Biometrika*, 76 (2), 297-307.

Institute, S., 2011, SAS/IML 9.3 user's guide, Sas Institute, p.

Ivanova, I., Arcelus, F. J. ve Srinivasan, G., 1999, An assessment of the measurement properties of the human development index, *Social indicators research*, 46 (2), 157-179.

Iyit, N., 2018, Modelling world energy security data from multinomial distribution by generalized linear model under different cumulative link functions, *Open Chemistry*, 16 (1), 377-385.

Kelley, A. C., 1991, The human development index: Handle with care, *Population Development Review*, 17 (2), 315-324.

Kovacevic, M. ve Aguña, C. G., 2010, Uncertainty and sensitivity analysis of the Human Development Index, *Human Development Report Office (HDRO), United Nations Development Programme …*.

Leinberger, R. L., Janz, N. K., Musch, D. C., Niziol, L. M. ve Gillespie, B. W., 2013, Discussing driving concerns with older patients: I. vision care providers' attitudes and behaviors, *JAMA ophthalmology*, 131 (2), 205-212.

Lewis, D. D., 1998, Naive (Bayes) at forty: The independence assumption in information retrieval, *European conference on machine learning*, 4-15.

Lind, N., 2010, A calibrated index of human development, *Social Indicators Research*, 98 (2), 301-319.

Lind, N. C., 1992, Some thoughts on the human development index, *Social Indicators Research*, 27 (1), 89-101.

Lindsey, J. K., 1997, Generalized linear modelling, *Applying Generalized Linear Models*, 1-26.

Lopez, L., Weissman, J. S., Schneider, E. C., Weingart, S. N., Cohen, A. P. ve Epstein, A. M., 2009, Disclosure of hospital adverse events and its association with patients' ratings of the quality of care, *Archives of Internal Medicine*, 169 (20), 1888-1894.

Machin, S. ve Manning, A., 1998, The Causes and Consequences of Long-term Unemployment in Europe. Centre for Economic Performance, *Discussion paper 400*.

Mankiw, N. G., Romer, D. ve Weil, D. N., 1992, A contribution to the empirics of economic growth, *The quarterly journal of economics*, 107 (2), 407-437.

Mazumdar*, K., 2003, A new approach to human development index, *Review of Social Economy*, 61 (4), 535-549.

McCullagh, P. ve Nelder, J., 1989, Generalized Linear Models CRC Press.

McFadden, D., 1974, The measurement of urban travel demand, *Journal of public economics*, 3 (4), 303-328.

McGillivray, M., 1991, The human development index: yet another redundant composite development indicator?, *World Development*, 19 (10), 1461-1468.

McKelvey, R. D. ve Zavoina, W., 1975, A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables, *Journal of mathematical sociology*, 4 (1), 103-120.

Nelder, J. A. ve Wedderburn, R. W., 1972, Generalized linear models, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 135 (3), 370-384.

Netsi, E., Pearson, R. M., Murray, L., Cooper, P., Craske, M. G. ve Stein, A., 2018, Association of persistent and severe postnatal depression with child outcomes, *JAMA psychiatry*, 75 (3), 247-253.

Neumayer, E., 2001, The human development index and sustainability—a constructive proposal, *Ecological Economics*, 39 (1), 101-114.

Nguefack-Tsague, G., Klasen, S. ve Zucchini, W., 2011, On weighting the components of the human development index: a statistical justification, *Journal of human development capabilities*, 12 (2), 183-202.

Noorbakhsh, F., 1998, The human development index: some technical issues and alternative indices, *Journal of International Development: The Journal of the Development Studies Association*, 10 (5), 589-605.

O'Connell, M., Tondora, J., Croog, G., Evans, A. ve Davidson, L., 2005, From rhetoric to routine: assessing perceptions of recovery-oriented practices in a state mental health and addiction system, *Psychiatric rehabilitation journal*, 28 (4), 378.

Olsson, U., 2002, Generalized linear models, *An applied approach. Studentlitteratur, Lund*, 18.

Peterson, B. ve Harrell Jr, F. E., 1990, Partial proportional odds models for ordinal response variables, *Journal of the Royal Statistical Society: Series C*, 39 (2), 205-217.

Pyatt, G. ve FitzGerald, E., 1992, Towards Balanced Development in Pakistan [with Comments], *The Pakistan Development Review*, 31 (4), 407-429.

Ram, R., 1992, International inequalities in human development and real income, *Economics Letters*, 38 (3), 351-354.

Ranis, G., Stewart, F. ve Samman, E., 2006, Human development: beyond the human development index, *Journal of Human Development*, 7 (3), 323-358.

Rao, T. V., 1991, Readings in human resource development, Oxford and IBH Publishing, p.

Ravallion, M., 1997, Good and bad growth: The human development reports, *World Development*, 25 (5), 631-638.

Rinaldi, R. ve Nurwita, E., 2010, The Spatial Dimension of Human Development Index in Indonesia, *Center for Economics Development Studies, Department of Economics, Padjadjaran University Jalan Cimandiri* (6).

Rodríguez, G., 2010, Lecture notes on generalized linear models. 2007, *URL http://data. princeton. edu/wws509/notes*.

Sagar, A. D. ve Najam, A., 1998, The human development index: a critical review, *Ecological Economics*, 25 (3), 249-264.

Saver, J. L., Goyal, M., Van der Lugt, A., Menon, B. K., Majoie, C. B., Dippel, D. W., Campbell, B. C., Nogueira, R. G., Demchuk, A. M. ve Tomasello, A., 2016, Time to treatment with endovascular thrombectomy and outcomes from ischemic stroke: a meta-analysis, *JAMA neurology*, 316 (12), 1279-1289.

Schwarz, G., 1978, Estimating the dimension of a model, *The annals of statistics*, 6 (2), 461-464.

Shetty, U. ve Pakkala, T., 2010, Multistage method of measuring human development through improved directional distance formulation of data envelopment analysis: application to Indian States, *Opsearch*, 47 (3), 177-194.

Singer, J. D. ve Willett, J. B., 1993, It's about time: Using discrete-time survival analysis to study duration and the timing of events, *Journal of educational statistics*, 18 (2), 155-195.

Soneji, S., Sargent, J. D., Tanski, S. E. ve Primack, B. A., 2015, Associations between initial water pipe tobacco smoking and snus use and subsequent cigarette smoking: results from a longitudinal study of US adolescents and young adults, *JAMA pediatrics*, 169 (2), 129-136.

Srinivasan, T. N., 1994, Human development: a new paradigm or reinvention of the wheel?, *The American Economic Review*, 84 (2), 238-243.

Stewart, K. J., 2010, Human development in Europe, *UNDP-HDRO Occasional Papers* (2010/7).

Streeten, P., 1994, Human development: means and ends, *The American Economic Review*, 84 (2), 232-237.

Thomas, J. B., Brier, M. R., Bateman, R. J., Snyder, A. Z., Benzinger, T. L., Xiong, C., Raichle, M., Holtzman, D. M., Sperling, R. A. ve Mayeux, R., 2014, Functional connectivity in autosomal dominant and late-onset Alzheimer disease, *JAMA neurology*, 71 (9), 1111-1122.

Tiraş, H. H. ve Ağir, H., 2018, İnsani Gelişmişlik Göstergeleri Açisindan İslam İşbirliği Teşkilati Üye Ülkelerinin Değerlendirilmesi, *Sosyal Ekonomik Arastırmalar Dergisi* (35), 20-40.

Tireli, M., Coşkun, S. ve Kunduracı, N. F., 2013, İİT Ülkeleri Ve Türkiye'ye Ait Sosyal Göstergeler ile İnsani Gelişim Göstergeleri Arasındaki İlişkinin Karşılaştırmalı Analizi, *Sosyal Politika Çalışmaları Dergisi*, 7 (30), 61-87.

Trabold-Nübler, H., 1991, The human development index—a new development indicator?, *Intereconomics*, 26 (5), 236-243.

Undp, 2016, Human development report 2016: Human development for everyone, United Nations Development Programme New York.

Vierstraete, V., 2012, Efficiency in human development: A data envelopment analysis, *The European Journal of Comparative Economics*, 9 (3), 425.

Yakunina, R., Bychkov, G. ve Finance, 2015, Correlation analysis of the components of the human development index across countries, *Procedia Economics*, 24, 766-771.

Yuan, Y., 2011, Multiple imputation using SAS software, *Journal of Statistical Software*, 45 (6), 1-25.

Zuur, A. F., Ieno, E. N., Walker, N. J., Saveliev, A. A. ve Smith, G. M., 2009, GLM and GAM for count data, In: Mixed effects models and extensions in ecology with R, Eds: Springer, p. 209-243.

http://hdr.undp.org/ [Ziyaret Tarihi: 1 Mart 2017]

http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr2018_technical_notes.pdf [Ziyaret Tarihi: 3 Mart 2017]

https://www.who.int/gho/database/en/ [Ziyaret Tarihi: 1 Mart 2017]

Önem, H. N., İyit, N. ve Kahraman, Ü M., 2019, Generalized Linear Model Approach for Investigating Human Development Index, International Science and Academic Congress, 19-20 Nisan 2019. Erişim adresi: https://www.insac19.com/proceedings

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı : Havva Nur ÖNEM
Uyruğu : T.C.
Doğum Yeri ve Tarihi : KONYA/13.03.1990
Telefon : 0505 828 11 94
Faks : -
e-mail : hnaral@hotmail.com

EĞİTİM

Derece		Adı, İlçe, İl	Bitirme Yılı
Lise	:	**Selçuklu Anadolu Lisesi,Selçuklu,Konya**	**2008**
Üniversite	:	**Marmara Üniversitesi,Göztepe,İstanbul**	**2013**
Yüksek Lisans	:	**Selçuk Üniversitesi,Selçuklu,Konya**	**Devam ediyor**
Doktora	:	**-**	

İŞ DENEYİMLERİ

Yıl	Kurum	Görevi
2015-2019	**Türkiye Vakıflar Bankası T.A.O.**	**Mali Analist**

YABANCI DİLLER

İngilizce

YAYINLAR

Önem, H. N., İyit, N. ve Kahraman, Ü M., 2019, Generalized Linear Model Approach for Investigating Human Development Index, International Science and Academic Congress, 19-20 Nisan 2019, Konya (Önem, H. N., İyit, N. ve Kahraman, Ü M., 2019, Generalized Linear Model Approach for Investigating Human Development Index, International Science and Academic Congress, 19-20 Nisan 2019. Erişim adresi: https://www.insac19.com/proceedings)