



Araştırma Makalesi / Research Article

Türkiye’de Çocuk İşçiliğinin Simetrik ve Asimetrik Modeller ile Analizi: Logit, Probit, Log-log ve Clog-log

Fulden Kömüralkan¹, Ebru Çağlayan-Akay²

Öz

Çocuk işçiliği, dünya genelinde yürütülen çocuk işçiliğini azaltma ve önleme çalışmalarına karşı önemli bir sosyal ve ekonomik sorun olarak varlığını sürdürmeye devam etmektedir. Türkiye’de çocuk işçiliği oranı, dünya ortalamasının altında olmasına rağmen Avrupa ve Kuzey Amerika ülkelerine göre neredeyse iki kat daha fazladır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de çocuk işçiliği üzerinde etkili olan faktörleri ulusal düzey mikro veride mevcut olabilecek asimetrik yapıyı dikkate alarak analiz etmektir. Bu amaçla, 2019 yılına ait Çocuk İşgücü Araştırması verilerinden yararlanılmıştır. Bilgimiz dahilinde bu çalışma çocuk işçiliğini araştırmalarda sıklıkla kullanılan simetrik logit ve probit modellerinin yanı sıra asimetrik log-log ve tamamlayıcı log-log modelleri ile analiz eden ilk çalışmadır. Bulgular, çocuk işçiliği verisinde asimetrik yapı olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır. Çocuk işçiliğinin modellenmesinde, Gumbel dağılımından hareketle tahmin yapan log-log modelinin daha uygun olduğu belirlenmiştir. Analizler ışığında, çocuğun, ebeveynin ve hanehalkının sosyal, ekonomik ve demografik özelliklerinin çocuk işçiliği üzerinde önemli etkilere sahip olduğu bulunmuştur. Sonuçlar, çocuk işçiliğini önlemeye yönelik program, politika ve kanun önerilerinin, 15-17 yaş aralığında, özellikle kendinden küçük kardeşi bulunan ve kalabalık hanelerde ikamet eden erkek çocukları hedef alması gerektiğini ifade etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Çocuk İşçiliği, Genelleştirilmiş Doğrusal Modeller, Logit, Probit, Log-log, Clog-log.

Child Labor in Turkey via Symmetric and Asymmetric Models: Logit, Probit, Log-log, and Clog-log

Abstract

Child labor is still an important social and economic issue despite the efforts to reduce and prevent child labor around the world. Although the child labor rate in Turkey is below the world average, it is almost two times higher than in European and North American countries. This study aims to examine the factors affecting child labor in Turkey by taking into account the asymmetric structure that may exist in the national level micro-data. To achieve this aim, the Child Labor Force Survey data of 2019 are employed. To the best of our knowledge, this is the first study to analyze child labor via the asymmetric log-log and complementary log-log models besides the frequently used symmetric logit and probit models. The findings point out an asymmetric structure in child labor data and the log-log model based on the Gumbel distribution is a more convenient model for modeling child labor in Turkey. The estimation results reveal that the social, economic, and demographic characteristics of the child, parents, and household are significant determinants of child labor. More specifically, the results indicate that the policy and legislative proposals to prevent child labor should target boys between the ages of 15-17, especially those who have younger siblings and live in crowded households.

Keywords: Child Labor, Generalized Linear Models, Logit, Probit, Log-log, Clog-log.

¹ Sorumlu Yazar (Corresponding Author), Arş. Gör., Bandırma Onyedü Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, fkomuryakan@bandirma.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-4034-513X>

² Prof. Dr., Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, ecaglayan@marmara.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-9998-5334>

Atıf: Kömüralkan, F., Çağlayan-Akay E. (2022). Türkiye’de çocuk işçiliğinin simetrik ve asimetrik modeller ile analizi: Logit, probit, log-log ve clog-log. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 40(4), 776-798.

GİRİŞ

Uluslararası Çalışma Örgütü'ne (ILO) göre, 18 yaşından küçük bireyler çocuk olarak tanımlanmaktadır ve çocuk işçiliği "çocukları, çocuklukları ve potansiyellerinden yoksun bırakarak fiziksel, zihinsel ve ahlaki gelişimlerini olumsuz etkileyen, çocuklar için fiziksel, zihinsel veya ahlaki açıdan tehlikeli, çocukları eğitimden mahrum bırakarak eğitim alma haklarına müdahale eden işler" olarak tanımlanmaktadır (International Labour Office and United Nations Children's Fund, 2021). ILO tahminlerine göre, 2020 yılı itibariyle dünya genelinde 160 milyon çocuk işgücünde yer almakta ve bu çocukların neredeyse yarısı sağlık, güvenlik ve ahlaki gelişimlerinin doğrudan tehlikeye atıldığı işlerde çalışmaktadır. Dünya genelinde, 10 çocuktan 1'inin çocuk işçi konumunda olduğu bilinmektedir ve çocuk işçiliği günümüzde önemli bir sosyal ve ekonomik sorun olarak varlığını sürdürmeye devam etmektedir. ILO verilerinden hareketle 5-17 yaş aralığında çocukların çalışma olasılıkları bölgesel düzeyde incelendiğinde, 2020 yılı itibari ile çalışan çocukların çalışmayan çocuklara oranının Sahra Altı ülkelerinde %23.9, Kuzey Afrika ve Batı Asya ülkelerinde %7.8, Doğu ve Güneydoğu Asya ülkelerinde %6.2, Latin Amerika ve Karayip ülkelerinde %6, Orta ve Güney Asya ülkelerinde %5.5, Avrupa ve Kuzey Amerika ülkelerinde %2.3 olduğu belirlenmiştir. Buna göre Avrupa ve Kuzey Amerika ülkelerinin, çocuk işçiliğinin azaltılması ve önlenmesinde diğer ülkelere göre daha iyi performans gösterdiği gözlenmektedir. Sahra Altı ülkelerinde ise çocuk işçiliği hala önemli bir sorundur. Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) çocuk istatistikleri verilerine göre¹ Türkiye'de 2006, 2012 ve 2019 yıllarında çalışan çocukların oranı sırasıyla %5.9, %5.9 ve %4.4'tür. İstatistikler, Türkiye'deki çocuk işçiliği oranının dünya ortalamasının altında olmasına rağmen Avrupa ve Kuzey Amerika ülkelerine göre neredeyse iki kat daha fazla olduğunu göstermektedir. Dünya ve Türkiye genelinde oranlar incelendiğinde, çalışan çocukların sayısının çalışmayan çocuklara göre daha az olduğu görülmektedir. Fakat, çocuk işçiliği geleceği şekillendiren çocukların fiziksel, sosyal ve ahlaki gelişimlerini kötü yönden etkilediğinden ülkeler için en önemli ekonomik ve sosyal sorunlardan biri olarak kabul edilmekte ve çocuk işçiliğini önlemeye yönelik önemli adımlar atılmaya devam edilmektedir.

Çocuk işçiliğinin, ülkelerin en önemli ekonomik ve sosyal sorunlarından biri olması nedeni ile çocuk işçiliği konusu literatürde ilgi görmüş olup çocukları çalışmaya iten faktörler teorik ve uygulamalı olarak analiz edilerek politika önerilerinin geliştirildiği araştırmalar gerçekleştirilmiştir. Çocuk işçiliğine yönelik önemli teorik araştırmalardan biri olan Basu ve Van (1998), çocuk işçiliği üzerine lüks (luxury) ve ikame (substitute) aksiyomları olmak üzere iki iktisadi aksiyom öne sürmüşlerdir. Lüks aksiyomu, hanehalkının ancak çocuk işçiliği dışındaki kaynaklardan elde ettiği gelir çok düşerse çocuğu işgücüne göndereceğini savunurken, ikame aksiyomu firmanın bakış açısına göre çocuk ve yetişkin işgücü ikame olduğunu savunmaktadır. Çocuk işçiliğine yönelik uygulamalı araştırmalar ise ağırlıklı olarak çocuk işçiliğinin daha yüksek olduğu ekonomilere yöneliktir. Patrinos ve Psacharopoulos (1997), Peru'da çocuk işçiliğinin belirleyicilerini 1991 verilerinden hareketle logit modeli ile analiz ederek hanehalkı büyüklüğünün çocukların işgücüne gönderilmeleri üzerinde etkili olduğunu belirlemişlerdir. Ek olarak, küçük yaşta kardeşe sahip olmanın ve eğitim seviyesinin düşük olmasının çocuk işçiliğini arttırdığını belirlemişlerdir. Emerson ve De Souza (2003), 1996 verileri ile Brezilya'da çocuk işçiliğini probit modeli ile analiz ederek ebeveynlerin eğitim düzeyi düşükse çocukların genç yaşta işgücüne katılma olasılıklarının daha yüksek olduğuna dair bulgular sunmuşlardır. Çalışma kapsamında, genç yaşta çalışmaya başlayan bireylerin daha düşük eğitim almaları nedeni ile yetişkinlik dönemlerinde de düşük kazanç elde ettikleri belirlenmiştir. Bu bulguya göre, bireylerin çocukluk dönemlerinde işgücüne dahil olmaları hayatlarının ilerleyen dönemlerinde elde

edebilecekleri kazancı düşürmektedir. Bu nedenle, çocukların çocukluk dönemlerinde işgücüne dahil olmaları gelecekteki hayatlarını da önemli ölçüde etkileyerek şekillendirmektedir. Amin vd. (2004), 1995 ve 1996 verilerinden hareketle Bangladeş'teki çocuk işçiliğini logit modeli ile ailelerin yoksulluk düzeylerini dikkate alarak analiz etmiştir. Sonuçlar, ailelerin yoksulluk düzeylerinin artması ile çocukları işgücüne dahil etmeme durumunda eksilen geliri karşılayamadıkları için çocuklarını işgücüne gönderme olasılıklarının arttığına dair kanıtlar sunmaktadır. Analizler sonucunda, yaşı daha büyük olan, kırsal ikamet eden, kalabalık hanelerde yaşayan erkek çocuklarının çalışma olasılıklarının daha yüksek olduğu, hanehalkı sorumlusunun eğitiminin artması ile bu olasılığın düştüğü belirlenmiştir. Homaie Rad vd. (2015), İran'ın daha az gelişmiş bölgelerinde 2011 yılı verilerinden hareketle çocuk işçiliğini logit modeli ile analiz ederek yaşı daha ileri olan, kırsal kesimde yaşayan ve erkek olan çocukların çalışma olasılıklarının daha yüksek olduğunu belirlemişlerdir. Bulgular, çocuk işçiliği üzerindeki en önemli faktörler olarak annelerin doğurganlık oranı ve eğitim düzeyleri olduğunu ifade etmektedir. Sudan'da çocuk işçiliğini logit modeli ile 2019 ve 2020 yıllarında derlenen anket verilerinden hareketle analiz eden Abdallah vd. (2020) çalışmasının bulguları ise çocuğun yaşı, annenin eğitim düzeyi, ebeveynlerin medeni durumu ve hanehalkı büyüklüğünün çocuk işçiliği üzerinde önemli faktörler olduğunu ifade etmektedir.

Türkiye'de çocuk işçiliğini etkileyen faktörler üzerine ulusal düzeyde mikro veriler ile analiz yapan çalışmalar sınırlıdır. Dayioğlu (2006), Türkiye'de çocukların işgücüne dahil olma durumlarını analiz eden ilk çalışmalardan biridir. Çalışma kapsamında, Türkiye'nin kentsel bölgelerinde çocuk işçiliği 1994 yılına ait Gelir Dağılımı Anketi verilerinden hareketle probit modeli ile düşük gelirlili veya yoksul haneler ele alınarak analiz edilmiştir. Sonuçlar, kentsel bölgelerde ikamet eden yoksul hanelerde çocuk işçiliğinin daha yüksek olduğunu ifade etmektedir. Daha güncel veriler ile çocuk işçiliğini analiz eden Kiral ve Tiras (2013) çalışmasında ise 2006 yılına ait Çalışan Çocuklar Anketi verilerinden faydalanılarak Türkiye'nin kentsel bölgelerinde ikamet eden çocukların işgücüne katılma olasılıkları probit modeli ile analiz edilmiştir. Bulgular, çocukların işgücüne katılma olasılıklarının çocukların karakteristik özelliklerinin yanı sıra hanehalkının özelliklerine de bağlı olduğunu ortaya koymaktadır. Daha güncel bir çalışma olan Kanun ve Kayaoglu (2019) çalışmasında, 2012 yılına ait Çocuk İşgücü Anketi verisinden hareketle çocuk işçiliği, çalışan çocukların sektörel dağılımı ve çalışma koşullarına göre ayrı ayrı analiz edilmiştir. Sonuçlara göre, 15-17 yaş aralığındaki çocukların işgücüne katılma olasılığının daha yüksek olduğu belirlenmiştir.

Türkiye ve diğer ülkelerde çocuk işçiliğini ele alan çalışmalar incelendiğinde çalışan çocukların çalışmayan çocuklara göre oldukça az olduğu ve ele alınacak dağılımın simetrik yapı göstermeyebileceği düşünülmektedir. Bu nedenle, bu çalışmanın amacı, çocuk işçiliğinde söz konusu asimetric yapıyı dikkate alarak çocuk işçiliği üzerinde etkili olan faktörleri ortaya koymaktır. Bu çalışmada, literatürde ele alınan simetrik modellerden logit ve probit modellerinin yanı sıra asimetric modellerden log-log ve tamamlayıcı log-log (complementary log-log: clog-log) modelleri ile tahminler yapılarak ilişkiyi en iyi açıklayan model belirlenip çocukları işçiliğine neden olan faktörler incelenecektir. Bu çalışmanın, Türkiye'de çocuk işçiliği kavramını iki durumlu (binomial, categorical, dischotomous) genelleştirilmiş doğrusal modeller ile analiz ederek çocuk işçiliğinde simetri ve asimetric kavramını ele alan ilk çalışma olması sebebi ile literatüre katkı sağlaması beklenmektedir. Elde edilen model tahmin bulgularının güvenilirliği, veriye en iyi uyum sağlayan modelin belirlenmesine bağlıdır. Bu nedenle, çalışma kapsamında iki durumlu modellerde simetri ve asimetric kavramının ele alınması ve modellerin karşılaştırmalı

olarak incelenmesi sayesinde bu çalışmanın araştırmacılara alternatif ekonometrik modeller hakkında bilgi sağlaması beklenmektedir.

Bu çalışma giriş dahil altı bölüm şeklinde organize edilmiştir. Girişi takip eden bölümde, geçmişten günümüze Türkiye ve dünyada çocuk işçiliğini azaltma ve önlemeye yönelik geliştirilen sözleşme, program ve projeler yer almaktadır. İkinci bölümde çalışmada analiz edilen veri setine yönelik bilgiler yer alırken üçüncü bölümde metodolojik açıklamalara yer verilmiştir. Çalışmanın bulguları ise dördüncü bölümde sunulmuştur. Çalışma, sonuç ve değerlendirme bölümü ile son bulmaktadır.

1. ÇOCUK İŞÇİLİĞİNİ AZALTMA ve ÖNLEME ÇALIŞMALARI

Çocuk işçiliğini azaltma ve önlemeye yönelik ilk adımlardan biri Birleşmiş Milletler (BM) tarafından 1989 yılında 54 maddelik Çocuk Haklarına Dair Sözleşme'nin kabul edilmesi ile atılmıştır. Çocuk işçiliğinin azaltılması ve önlenmesinde öncü kuruluş ILO olarak bilinmektedir. ILO, 1992 yılında Çocuk İşçiliğinin Sona Erdirilmesi Uluslararası Programı'nı (International Programme on the Elimination of Child Labour: IPEC) hayata geçirmiştir. Bu programın amacı, çocuk işgücünün azaltılarak sona erdirilmesi için ülkelerin bu sorunla başa çıkma kapasitelerinin güçlendirilmesine fayda sağlamaktır. IPEC'in oluşturulmasının ardından ILO, çocuk işçiliğine yönelik veri tabanı oluşturarak istatistiksel bilgiler elde etmek amacı ile 1998 yılında Çocuk İşçiliğinin İzlenmesi ve İstatistiksel Bilgi Programı'nı (Statistical Information and Monitoring Programme on Child Labour: SIMPOC) tanıtarak çocuk işçiliği araştırmalarını desteklemiştir. Bu sayede ILO gerek küresel gerek bölgesel düzeyde çocuk işçiliği, çocuk işçiliği trendleri, çocuk işçiliğinin altında yatan faktörler, kız çocuklarının özel durumu ve çocuk işçiliği ile diğer kalkınma sorunları arasındaki bağlantılar hakkında bir veri tabanı oluşturulmasını sağlamıştır. ILO bu programlara ek olarak, çocuk işçiliğine yönelik İstihdama Kabulde Asgari Yaşa İlişkin 138 sayılı ve Çocuk İşçiliğinin Yasaklanması ve Ortadan Kaldırılmasına İlişkin 182 sayılı sözleşmeleri hazırlayarak ülkelere çocuk işçiliğini önlemeye yönelik sözleşmeler sunmuştur.

Türkiye, BM ve ILO tarafından gerçekleştirilen bu program ve sözleşmelere hızlıca katılan ülkelerden biridir. 1992 yılında IPEC'e dahil olarak Türkiye, çocuk işçiliği ile mücadele için doğrudan eylemde bulunan ilk altı ülkeden biri olmuş ve BM tarafından kabul edilen Çocuk Haklarına Dair Sözleşmeyi 1994 yılında onaylamıştır. 1997 ve 2012 eğitim reformları ile Türkiye'de zorunlu eğitim yılı sırasıyla 5 yıldan 8 yıla, ardından 8 yıldan 12 yıla çıkarılmıştır. Yapılan çalışmalar, zorunlu eğitimde yapılan ilk reformun çocuk işçiliği üzerinde önemli bir negatif etkisi olduğunu ifade etmektedir (Dayioğlu ve Kırdar, 2020). Türkiye'nin, ILO tarafından hazırlanan İstihdama Kabulde Asgari Yaşa İlişkin 138 sayılı sözleşmeyi 1998 yılında onaylaması ile sözleşmenin 3. maddesine göre Türkiye'de çalışmaya kabul için asgari yaş 18 olarak belirlenmiştir. Sözleşme kapsamında, 18 yaşından küçük bireylerin sağlığı, güvenliği ve ahlakını tehlikeye düşürebilecek her türlü istihdam ve çalışma yasaklanmıştır. Türkiye, 2001 yılında ILO tarafından düzenlenen Çocuk İşçiliğinin Yasaklanması ve Ortadan Kaldırılmasına İlişkin 182 sayılı sözleşmeyi onaylamıştır. 2003 yılında ise 4857 sayılı İş Kanunu'nun kabul edilmesi ile Türkiye'de 15 yaşının altındaki bireylerin iş yerlerinde çalıştırılması kanun maddesi ile yasaklanmıştır. ILO tarafından yürütülen önemli programların yanı sıra Türkiye'de T.C. Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı tarafından, ILO'nun 182 sayılı sözleşmesine istinaden çeşitli programlar oluşturulmuştur. Bunlardan ilki 2005 ve 2015 dönemini kapsayan Çocuk İşçiliğinin Önlenmesi için Zamana Bağlı Ulusal Politika ve Program Çerçevesi'dir. Bu programın devamı niteliğinde olan diğer program ise 2017 ile 2023 dönemini kapsayan Çocuk İşçiliği ile Mücadele Ulusal

Programı'dır. Bu programların temel amacı, sokakta çalışma, küçük ve orta ölçekli işletmelerde ağır ve tehlikeli işlerde çalışma ve aile işleri dışında ücret karşılığı gezici ve geçici tarım işlerinde çalışma olarak belirlenen çocuk işçiliğinin en kötü biçimlerinin ortadan kaldırılmasını sağlamaktır. Tüm bunlara ek olarak, Türkiye'de 2018 yılı Çocuk İşçiliği ile Mücadele Yılı ilan edilmiş olup çocuk işçiliğinin önlenmesine yönelik çalışmalar arttırılmıştır. Açıklanan sözleşme, program ve projeler Türkiye'nin çocuk işçiliğini önlemede 1990'lı yılların başından itibaren aktif rol aldığını göstermektedir.

2. VERİ SETİ

TÜİK, Türkiye'deki çocuk işçiliği, buna neden olan faktörler ve çocukların çalışma koşulları hakkında istatistikler sağlayan bir veri tabanı oluşturmak amacıyla veriler derlemektedir. Türkiye'de çocuk işçiliğine ilişkin ulusal düzeydeki ilk mikro veriler, IPEC çerçevesinde ILO ve TÜİK arasında kabul edilen proje kapsamında 1994 yılında derlenmiştir. Daha sonraki yıllarda IPEC, SIMPOC ve ulusal programlar kapsamında TÜİK tarafından 1996, 2006, 2012 ve 2019 yıllarında veriler toplanmıştır. Türkiye'de çocuk işçiliğine ilişkin TÜİK tarafından ulusal düzeyde derlenen en güncel veri 2019 yılına ait Çocuk İşgücü Araştırması (ÇİA) mikro veri setidir.

Bu çalışmada, Türk işgücünde çocuk işçiliğine ve çocukları çalışmaya yönlendiren belirleyicilere ilişkin daha güncel bir analiz sunmak amacıyla 2019 yılına ait ÇİA verileri analiz edilecektir. Bu verileri derlemek amacıyla iki aşamalı tabakalı küme örnekleme yöntemi ile belirlenen örneklem grubuna Ekim, Kasım ve Aralık aylarında yüz yüze anket uygulanmıştır. Veriler, 5-17 yaşları arasında toplam 25,190 çocuğu içermektedir. Veri seti 5-17 yaş aralığındaki çocukları kapsamakla birlikte veri setinde okula başlama yaşını tamamlamamış² çocuklar da yer almaktadır. Çalışma kapsamında, eğitime başlamış ve/veya devam eden çocuklar için analizlerin yapılması planlandığından zorunlu okula başlama yaşının altında olan çocuklar veri setinden dışlanmıştır. Bu çocuklardan hiçbiri işgücünde yer almamaktadır. Bu kısıtlama ile veriden 1,666 gözlem çıkarıldığından gözlem sayısı 23,524 olarak belirlenmiştir.

3. METODOLOJİ

3.1. Çocuk İşçiliği Modeli

Çalışma kapsamında çocuk işçiliğini etkileyen bileşenleri analiz etmek için oluşturulan iki durumlu çocuk işçiliği modelinin tahmininde kullanılacak bağımlı ve açıklayıcı değişkenlerinin tanımlamaları Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımlanması

Değişken	Tanım
Bağımlı değişken	
Çocuğun işgücüne katılma durumu	=1 ise çocuk işgücünde =0 ise çocuk işgücünde değil
Açıklayıcı Değişkenler	
Çocuk Özellikleri	
Cinsiyet	=1 ise kız =0 ise erkek
Yaş (5-11)	=1 ise 5-11 yaş aralığında =0 ise değil
Yaş (12-14)	=1 ise 12-14 yaş aralığında =0 ise değil
Yaş (15-17)	=1 ise 15-17 yaş aralığında =0 ise değil
Ebeveyn Özellikleri	
Ebeveyn durumu	=1 ise annesi, babası veya ikisi birden aynı hanede =0 ise anne ve babası aynı hanede değil
Anne yaş (20-24)	=1 ise anne 20-24 yaş aralığında =0 ise değil
Anne yaş (25-34)	=1 ise anne 25-34 yaş aralığında =0 ise değil
Anne yaş (35-54)	=1 ise anne 35-54 yaş aralığında =0 ise değil
Anne yaş (≥55)	=1 ise anne 55 yaşında veya 55 yaşından büyük =0 ise değil
Anne eğitim durumu	=1 ise anne yüksek öğretim mezunu =0 ise anne lise veya altı eğitime sahip
Baba yaş (20-24)	=1 ise baba 20-24 yaş aralığında =0 ise değil
Baba yaş (25-34)	=1 ise baba 25-34 yaş aralığında =0 ise değil
Baba yaş (35-54)	=1 ise baba 35-54 yaş aralığında =0 ise değil
Baba yaş (≥55)	=1 ise baba 55 yaşında veya 55 yaşından büyük =0 ise değil
Baba eğitim durumu	=1 ise baba yükseköğretim mezunu =0 ise baba lise veya altı eğitime sahip
Anne ve baba istihdam durumu	=1 ise anne ve baba işsiz =0 ise anne ve baba istihdamda veya istihdam dışı
Hanehalkı Özellikleri	
Hanehalkı büyüklüğü	Hanede ikamet eden kişi sayısı
Hanedeki küçük çocuk sayısı	Hanedeki 5-11 yaş aralığındaki çocuk sayısı
Hanedeki çalışan çocuk oranı	Hanehalkı büyüklüğünün hanedeki çalışan çocuk sayısına oranı

Bu çalışmada çocukların çalışma durumunu ifade eden bağımlı değişken çocuğun çalışma durumunun π olasılığı ile gerçekleşmesi durumunda 1, $(1 - \pi)$ olasılığı ile çocuğun çalışmaması durumunda 0 değerini alan iki durumlu kategorik bir değişkendir³. Çocukların çalışma durumlarını etkileyen belirleyiciler, çocuk, ebeveyn ve hanehalkı özellikleri olarak üç kategoriye ayrılmaktadır. Çocuk özelliklerine dair bilgiler olarak modele çocuğun cinsiyeti ve yaşını ifade eden değişkenler eklenmiştir. Çocuğun yaşına dair değişkenler anket sorularına paralel olarak üç ayrı kategorik değişken olarak modelde yer almaktadır. Bu sayede, çocuğun yaşı hakkında detaylı çıkarımlar yapılması planlanmaktadır. Ebeveyn özelliklerinde ise çocuğun ebeveyn/leri ile bir arada yaşamasının yaşamamasına göre farkını ifade eden kategorik değişken yer almaktadır. Ek olarak, anne ve babanın yaş, eğitim ve istihdam durumlarına yönelik sosyal, ekonomik ve demografik göstergeler modele dahil edilmiştir. Hanehalkı özellikleri olarak modele çocuğun yaşadığı hanehalkının büyüklüğü, hanedeki 5-11 yaş aralığındaki çocuk sayısı ve hanedeki çalışan çocuk oranı gibi demografik bileşenler dahil edilmiştir. Bu sayede, çocuğun işgücüne katılma olasılığını belirleyen faktörlerin üç ayrı kategoride detaylı olarak analiz edilmesi planlanmaktadır. Tablo 1’de değişkenleri açıklanan iki durumlu çocuk işçiliği modeli teorik olarak Denklem 1’deki gibi ifade edilebilir.

$$\begin{aligned}
g(\pi) = & \beta_0 + \beta_1 Cinsiyet_i + \sum_{j=1}^2 \gamma_j Yaş_{ij} + \beta_2 EbeveynDurumu_i \\
& + \sum_{j=1}^3 \delta_j AnneYaş_{ij} + \beta_3 AnneEğitim_i + \sum_{j=1}^3 \delta_j BabaYaş_{ij} \\
& + \beta_4 BabaEğitim_i + \beta_5 AnneveBabaİstihdam_i \\
& + \beta_6 HanehalkıBüyüklüğü_i \\
& + \beta_7 HanedekiKüçükÇocuk_i + \beta_8 (HanehalkıBüyüklüğü / \text{ÇalışanÇocuk})_i
\end{aligned} \tag{1}$$

Çocuk işçiliğini mikro düzeyde analiz eden çalışmalarda araştırma sorusu çocukların işgücüne katılıp katılmama durumlarını etkileyen faktörleri ortaya çıkarmak olduğundan çalışmalarda yer alan çocuk işçiliği modellerinin bağımlı değişkenleri çocukların çalışması ve çalışmaması şeklinde tanımlanmaktadır. Bu bağımlı değişken kesikli yapı gösterdiğinden çalışmalarda iki durumlu modellerden yararlanılmaktadır. İki durumlu modellerde bağımlı değişken 0 ve 1 olarak tanımlanan iki kategoriden oluşur. 1 incelenen olayın gerçekleşme durumunu (başarı), 0 gerçekleşmeme durumunu (başarısızlık) ifade eder ve bu kategorilerin hangi sıklıkla seçildiklerini incelemek tahmin yöntemini belirlemek açısından önemlidir. Bazı araştırmalarda bağımlı değişkenin 1 kategorisinin sıklığı, 0 kategorisinin sıklığına yakın olmakla birlikte bazı araştırmalarda bu durum değişim göstermektedir. Bu durum, iki durumlu modellerde simetri ve asimetri kavramlarını ortaya çıkarır. Bağımlı değişkenin, 0 ve 1 değerlerini benzer sıklıkta alıyorsa simetrik dağılımdan, farklı sıklıkta alıyorsa asimetric dağılımdan söz edilebilir. Literatürdeki çalışmaların çoğunun bağımlı değişkenin dağılımının simetrisine odaklanmadan yaygın olarak kullanılan logit ve probit modelleri ile tahmin yaptıkları görülmektedir. Fakat, modellerde bağımlı değişkenin 0 ve 1 olarak tanımlanan değerleri alma sıklığının her zaman benzer olduğunun varsayılması gerçekçi olmayabilir. Dolayısıyla, simetri ve asimetri kavramı dikkate alınmadan yanlış belirlenen bir dağılımdan hareketle model tahminlerinin gerçekleştirilmesi geçerli ve güvenilir olmayan sonuçlara neden olabilir (Czado ve Santner, 1992).

Çalışma kapsamında oluşturulan çocuk işçiliği modelinin bağımlı değişkeni 1 ve 0 değerlerini alan iki durumlu model olduğundan modelin bağımlı değişkeni belirlenen bağlantı (link) fonksiyonlarından hareketle yapılan dönüşüm ile doğrusallaştırılmaktadır. Bu nedenle Denklem 1'in sol tarafındaki ifade, yapılacak olan dönüşümün fonksiyonunu ifade eden bağlantı fonksiyonu olarak tanımlanmıştır.

3.2. İki Durumlu Simetrik ve Asimetrik Modeller

Açıklanan çocuk işçiliği modelinin tahmininde kullanılacak olan iki durumlu modeller, genelleştirilmiş doğrusal modeller (Generalized Linear Models: GLM) ailesine aittir. GLM, Nelder ve Wedderburn (1972) tarafından klasik doğrusal regresyonun modellerinin normal dağılım varsayımını esnetmek amacı ile geliştirilmiş modellerdir. GLM'nin tesadüfi bileşen, doğrusal tahminci ve bağlantı fonksiyonu olmak üzere üç temel bileşeni vardır (Fox, 2016). Tesadüfi bileşen bağımlı değişkenin açıklayıcı değişkenlere koşullu olan olasılığını ($\pi = E(Y|X)$), doğrusal tahminci ($\eta = X\beta$) açıklayıcı değişkenlerin doğrusal bir fonksiyonunu ve bağlantı fonksiyonu ($g(\pi)$) bağımlı değişkenin beklenen değerini doğrusal bir tahminciye dönüştüren fonksiyonu ifade etmektedir. GLM'nin tahmin sürecinde ilk olarak, bağımlı değişken yapısına uygun dağılım belirlenir ve belirlenen dağılımdan hareketle bağlantı fonksiyonu aracılığı ile bağımlı değişkenin ortalaması dönüştürülür. Ardından, dönüştürülmüş bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişki belirlenen dağılım ve bağlantı fonksiyonundan hareketle tahmin edilir. Bu yapılırken, doğrusal tahminci ile tahmin edilen değerler arasındaki ilişki bağlantı fonksiyonu aracılığı ile yeniden yapılandırılarak başlangıçta doğrusal olmayan ilişkiler doğrusallaştırılmaktadır (Hardin ve Hilbe, 2018). Buna göre, iki durumlu GLM'nin tahmin edilmesi için bağımlı değişkenin 1 değerini alma olasılığını ifade eden π , X açıklayıcı değişken matrisi ve açıklayıcı değişkenlerin katsayılarını ifade eden β parametre vektörüne şartlı olarak, belirlenen dağılımdan hareketle bağlantı fonksiyonu aracılığı ile tahmin edilir.

İki durumlu modeller, farklı alanlarda regresyon analizlerinin gerçekleştirilmesini mümkün kıldığı için 1960'lardan bu yana farklı disiplinlerde sıklıkla kullanılmaya başlanmıştır. Farklı konuların analiz edildiği veri setlerinde bağımlı değişkenin 0 veya 1 değerlerini alma sıklığı her zaman benzer olmayacaktır. Fakat, iki durumlu modellerin tahmin sürecinde bağımlı değişkenin dağılımı araştırmacı tarafından belirlenerek tahminler bu dağılımdan hareketle gerçekleştirildiğinden bağımlı değişkenin gözlemlerinin kategorilere göre hangi sıklıkta değer aldığı önemlidir. Bağımlı değişkenin gözlemleri 0 ve 1 değerlerini benzer sıklıkta alıyorsa simetrik modellerin, 0 ve 1 değerlerini benzer olmayan bir sıklıkta alıyorsa asimetrik modellerin tercih edilmesi önemlidir. Simetrik modeller olan logit ve probit modellerine literatürde sıklıkla rastlanılmaktadır. Asimetrik modeller olan log-log ve clog-log modelleri ise logit ve probit modelleri gibi iki durumlu modeller ailesine ait olmakla birlikte literatürde logit veya probit modeli kadar sık kullanılmamaktadır. Buna karşın bu modellerin literatürde daha sık kullanılması, asimetrik dağılım söz konusu olduğunda bir gerekliliktir. Logit, probit, log-log ve clog-log modellerinin model tahmininde faydalandıkları dağılım, bağlantı, ters bağlantı fonksiyonları ve simetri bilgileri Tablo 2'de yer almaktadır.

Tablo 2: İki Durumlu Modeller

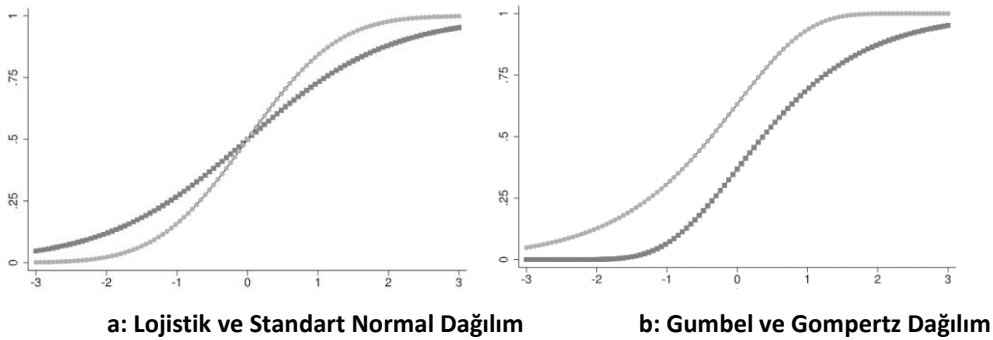
Model	Dağılım	Bağlantı Fonksiyonu $g(\pi) = \eta$	Ters Bağlantı Fonksiyonu $\mu = g^{-1}(\eta)$	Simetri
Logit	Lojistik	$\ln\left\{\frac{\pi}{(1-\pi)}\right\}$	$\frac{e^\eta}{(1+e^\eta)}$	Simetrik
Probit	Standart normal	$\Phi^{-1}(\pi)$	$\Phi(\eta)$	Simetrik
Log-log	Gumbel	$-\ln\{-\ln(\pi)\}$	$e^{[-e^{-\eta}]}$	Asimetrik
Clog-log	Gompertz	$\ln\{-\ln(1-\pi)\}$	$1 - e^{[-e^\eta]}$	Asimetrik

Notlar: Bağlantı fonksiyonu ters çevrilebilir olduğundan $g(\pi) = g^{-1}(\eta)$ şeklinde ifade edilebilir (Astar, 2021). Probit modelin bağlantı fonksiyonu kümülatif normal dağılımın tersidir ve $\Phi^{-1}(\pi) = \int_{-\infty}^{\eta} \phi(\pi) d\pi$ şeklinde ifade edilir. $\phi(\pi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{(-\frac{1}{2}\pi^2)}$ standart normal yoğunluk fonksiyonudur.

İki durumlu modellerde dağılım ve bağlantı fonksiyonunun belirlenmesi model tahmin sürecinin en önemli adımıdır. Bağlantı fonksiyonu bağımlı değişkenin beklenen değerini doğrusal bir tahminciye dönüştüren fonksiyon olduğundan bağlantı fonksiyonu belirlenen dağılımdan hareketle model tahmini yapar. Bu nedenle, bağlantı fonksiyonunun doğru belirlenmesi iki durumlu modellerin tahmininde kritik önem taşımaktadır. Bağlantı fonksiyonunun dağılıma uygun belirlenmemesi durumunda tahminçiler sapmalı olacak ve parametre tahminlerinde ortalama hata kare değeri artış gösterecektir (Czado ve Santner, 1992). Bu nedenle, bağlantı fonksiyonu belirlenirken tahmin edilecek modelin dağılımı da belirlendiğinden ilgili dağılımın simetri ve asimetri durumlarının analiz edilmesi gerekmektedir.

Tablo 2’de ele alınan simetrik dağılıma sahip logit ve probit modellerine ait lojistik ve standart normal dağılımlar Şekil 1a’da, asimetrik dağılıma sahip log-log ve clog-log modellerinin Gumbel ve Gompertz dağılımları Şekil 1b’de yer almaktadır.⁴

Şekil 1: Simetrik ve Asimetrik Dağılımlar



Kaynak: Hardin ve Hilbe (2018, s.234 ve 239)

Not: Dikey eksen olasılık değerlerini, yatay eksen ise $\eta = X\beta$ olarak tanımlanan doğrusal tahmincinin değerlerini ifade etmektedir.

Şekil 1.a’da görüldüğü gibi, logit ve probit modellerinde olasılık değerinin 0 değerine yaklaştığı aynı oran ile 1’e yaklaştığı varsayılmaktadır ve her iki model de 0.5 ortalama olasılık etrafında simetrik dağılmaktadır. İki dağılım arasındaki fark, lojistik dağılımda normal dağılıma

göre daha kalın kuyrukların söz konusu olmasıdır. Şekil 1.b’de yer alan log-log modelinde olasılık değeri 0 değerine hızlı ve keskin bir şekilde yaklaşmakla birlikte 1 değerine yavaşça yaklaşmaktadır. Clog-log modelinde ise tam tersi durum söz konusudur.

3.2.1. Simetrik modeller: Logit ve probit

İki durumlu modellerinin en yaygın kullanılanları, lojistik ve standart normal dağılımdan hareketle tahmin yapan logit ve probit modelleridir. Logit modeli bağlantı fonksiyonu olarak lojistik dağılım fonksiyonundan, probit modeli standart normal dağılım fonksiyonundan yararlanarak bağımlı değişkene dönüşüm uygulamaktadır. Her iki modelde de belirlenen dağılımlardan hareketle yapılan dönüşümler sayesinde olasılık değeri 0 ile 1 arasında değer alırken doğrusal tahminci $\pm\infty$ arasında herhangi bir reel sayı değeri alabilmektedir.

Lojistik dağılım ve standart normal dağılım simetrik yapı gösteren dağılımlar olduğundan, bağımlı değişkenin 0 ile 1 değerlerinde eşit ve eşite yakın yığılım göstermesi durumlarında logit veya probit modellerinden faydalanılması uygundur. Bu durum ihlal edildiğinde, her ne kadar anlaşılabilir ve uygulamalarının kolay olması nedeniyle çalışmalarda sıklıkla tercih edilse de logit ve probit modelleri uygun olmayabilir (Agresti, 2002). Logit ve probit modellerinin, simetrik bağlantı fonksiyonuna dayanması nedeniyle gözlemlerin 0 veya 1 değerinde daha fazla yığılım göstererek asimetric bir yapı göstermesi durumunda bu modeller dağılımın simetrik olduğunu varsaydığı için ilişkiyi doğru yakalayamayabilir. Dolayısıyla, logit ve probit modelleri bağımlı değişkenin 0 ile 1 değerlerini alma durumlarının eşit veya eşite yakın sayıda olduğunu varsaydığından literatürdeki çalışmalar simetrik bağlantı fonksiyonlarından yararlanan bu modellerin, dağılımın simetrik olmaması durumunda sapmalı tahmincilere yol açması ve ortalama hata karenin yükselmesi gibi önemli kısıtlamaları olduğunu belirlemiştir.

3.2.2. Asimetrik Modeller: Log-Log ve Clog-Log

İki durumlu bağımlı değişken açıklayıcı değişkenlerin bir fonksiyonu olarak 1 değerine yaklaşmasından farklı bir oranda 0’a yaklaşıyor (ve tersi) ise simetrik bağlantı fonksiyonlarına dayanan logit ve probit modellerin tahmini uygun olmayacaktır (Chen vd., 1999). Bu aşamada, asimetrik iki durumlu modellere ihtiyaç duyulacaktır. Buna göre bağımlı değişkenin 0 ile 1 gözlemleri arasında önemli bir eşitsizlik olduğunda asimetrik iki durumlu modeller nadir sonuçları içeren bu bağımlı değişkenin modellenmesi için daha uygun olacaktır (Hardin ve Hilbe, 2018). Asimetrik bağlantı fonksiyonlarından faydalanan asimetrik iki durumlu modeller log-log ve clog-log modelleridir. Bu modellerde olasılık değeri 0 değerine yaklaştığı oran ile 1 değerine yaklaşmamaktadır. Log-log modeli Gumbel dağılımı kullanan bağlantı fonksiyonundan yararlanırken, clog-log modeli ise Gompertz dağılımını kullanan bağlantı fonksiyonundan yararlanmaktadır. Temel olarak, Gumbel ile Gompertz dağılım aşırı değer dağılımı (extreme value distribution) ailesine aittir. Gompertz dağılım aşırı minimum dağılımı ifade ederken, Gumbel dağılım aşırı maksimum dağılımı ifade etmektedir. Başka bir deyişle, Y bağımlı değişkeni Gompertz dağılımına uygunluk gösteriyorsa, $1-Y$ Gumbel dağılımına uygunluk gösterecektir. Buna göre, clog-log bağlantı fonksiyonu, log-log bağlantı fonksiyonunun tümleyen için geçerli olduğundan bu model tamamlayıcı log-log modeli ismini almaktadır (Agresti, 2002). Logit ve probit modellerinde $probit(1 - y) = -probit(y)$ ve $logit(1 - y) = -logit(y)$ eşitliği söz konusudur ve bu durum lojistik ve standart normal dağılımların simetrisinden kaynaklanmaktadır. Asimetrik dağılımlarda ise tümleyen ifadesinin kullanılmasının nedeni, log-log ve clog-log modellerinde asimetri nedeni ile $loglog(1 - y) = cloglog(y)$ olmasıdır. Clog-

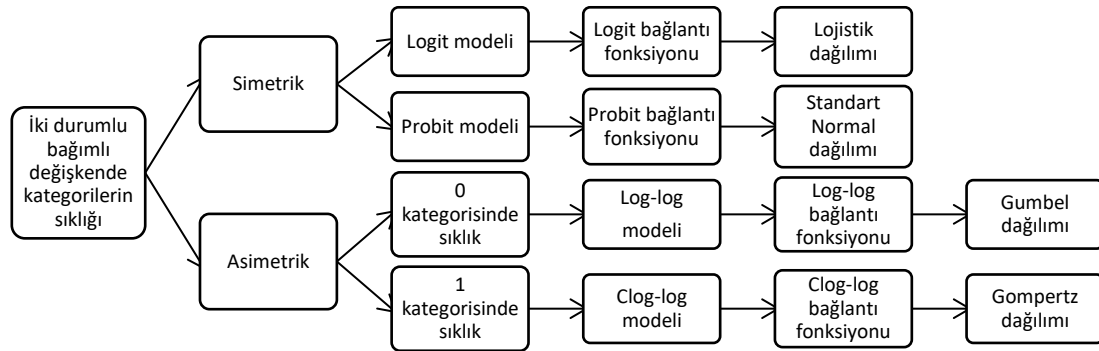
log model Gompertz dağılımdan faydalanması nedeniyle Gompit model olarak da isimlendirilmektedir (Çağlayan ve Öskönbayeva, 2012; Gürüş vd., 2011).

Matematiksel olarak, Gompertz dağılım ile başarı olasılığını modellemek, Gumbel dağılımı ile başarısızlık olasılığını modellemeye eş değerdir. İki model arasındaki fark, 0 veya 1 değerini alan gözlemlerin hangi değerde yığılım gösterdiği ile alakalıdır. Clog-log modeli başarı olasılığı için geçerliken, log-log modeli bir başarısızlık olasılığı için geçerlidir (Agresti, 2002). Log-log ve clog-log modelleri, logit ve probit modellerinde olduğu gibi bağlantı fonksiyonundan hareketle dönüşüm uygulamaktadır. Bu sayede, olasılık değeri 0 ile 1 arasında değer alırken dönüştürülmüş değişken $\pm\infty$ arasında bir reel sayı değeri alabilmektedir. Ancak, logit ve probit dönüşümlerinin aksine, log-log ve clog-log dönüşümünde ortalama olasılık değeri 0.5 civarında simetrik değildir (Collett, 1991).

3.2.3. Model Seçimi ve Modelin Uygunluğunun Analizi

İki durumlu modellerin varsayılan dağılıma olan uyumunun analiz edilerek modeller arasından seçim yapılması gerekir. Bu modellerde, simetrik ve asimetrik dağılımlar olan lojistik, standart normal, Gumbel veya Gompertz dağılımlardan biri tercih edilerek model tahmini yapıldığından, veri ve modelin belirlenen dağılıma uyumu önsel değerlendirme süreci ve belirli ölçüler ile analiz edilmelidir. Araştırmalarda önerilen, ilk olarak önsel sürecin yürütülmesi ardından simetrik ve asimetrik modellerin tahmin edilerek modelin uygunluk ölçülerinden hareketle model seçimi yapılmasıdır. Modelin uyumunun ilgili ölçüler ile analizi yapılmadan önce iki durumlu modellerin tahmini yapılırken önsel değerlendirme olarak izlenebilecek karar şeması Şekil 2'deki gibidir.

Şekil 2: İki Durumlu Modellerin Seçiminde Önsel Değerlendirme



Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

İki durumlu modeller simetrik ve asimetrik olmak üzere iki ayrı gruba ayrıldığından araştırmacının analiz edilen veri setinin bağımlı değişken 0 ve 1 olarak tanımlanan kategorilerindeki sıklığı incelemesi uygundur. Bağımlı değişkende 0 olarak tanımlanan gözlemler 1 olarak tanımlanan gözlemlere eşit veya eşite yakın ise simetrik dağılımlardan faydalanan simetrik iki durumlu modeller açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini daha iyi yakalayacaktır. Bağımlı değişkenin 0 ile 1 değerlerini eşit veya eşite yakın bir sıklıkta almadığı belirlenirse simetrik dağılımlar ilişkiyi yakalamak için uygun olmayabileceğinden asimetrik iki durumlu modellere geçiş yapılması gerekmektedir. Asimetrik dağılımdan hareketle model tahminleri gerçekleştirilirken bağımlı değişkenin 0 veya 1 değerini alma sıklığı önem kazanmaktadır. Bağımlı değişkenin 0 değerini alma sıklığı 1 değerini alma sıklığından fazla ise

sağa çarpık bir dağılım olan Gumbel dağılımından hareketle model tahmini gerçekleştiren log-log modeli ilişkiyi daha iyi yakalayabilir. Tam tersi durumda, bağımlı değişkenin 1 değerini alma sıklığı 0 değerini alma sıklığından fazla ise sola çarpık bir dağılım olan Gompertz dağılımdan hareketle model tahmini gerçekleştiren clog-log modelinden faydalanılabilir. Şekil 2’de açıklanan önsel değerlendirme sürecinin gerçekleştirilmesi için frekans analizinden yararlanılabilir. Bağımlı değişkenin 0 ve 1 değerlerini alma sıklığını açıklayan frekans analizi ile simetrik veya asimetrik dağılıma uygunluk hakkında bilgi edinilebilir. Fakat, frekans analizi önsel bilgi edinilmesi açısından gerekli olmakla birlikte yeterli değildir. Tahmin edilen modeller arasından açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini tahmin eden uygun modeli belirlemek için istatistiksel ölçülerden faydalanmak gereklidir. Modelin uygunluk analizi için yararlanılan ölçülerden bazıları bilgi kriterleri, sapma (deviance) ölçüsü ve artıkların (residuals) analizidir.

Bilgi kriterleri, tahmin edilen ekonometrik modelin verilere ne kadar iyi uyduğunu temsil eden bir ölçülerdir. Akaike (1973) ve Schwarz (1978) çalışmalarında geliştirilen ve AIC ve BIC olarak bilinen bilgi kriterleri, model seçimlerinde kullanılan en yaygın bilgi kriterlerinden biridir. Bu bilgi kriterleri parametre, gözlem sayısı ve logaritmik benzerlik fonksiyonlarından hareketle hesaplanır. Hesaplanan AIC ve BIC ölçülerinden minimum olanı daha uygun modeli ifade etmektedir. Sapma ise modellerin uyumunu ölçen bir ölçüdür. Sapma ölçüsü sayesinde tahmin edilen model ile tam olarak belirlenmiş model arasındaki fark ölçülmektedir (De Jong ve Heller, 2008). Tam olarak belirlenmiş model, tam uygunluk sağlayan, ideal veya doygun (saturated) model olarak da tanımlanmaktadır⁵. Bu model, her bir gözlem için ayrı bir parametre içeren, başka bir deyişle, gözlem sayısı kadar çok açıklayıcı değişkene sahip bir modeldir. İdeal model tek başına bir anlam ifade etmemekle birlikte diğer modellerin uyumunun analizi için bir temel oluşturmaktadır (Agesti, 2002). Sapma ölçüsü, tahmin edilen model ile ideal model arasındaki farkı ölçerek belirlenen modelin verilere tam uygunluk sağlayan ideal modelden ne kadar uzaklaştığını analiz etmektedir. Bu ölçü sayesinde modeller karşılaştırılabilir ve sapma ölçüsü en küçük olan modelin daha iyi model olduğuna karar verilebilir.

İki durumlu modellerin uyumunun ölçülmesi amacı ile artıkların analizinden de yararlanılabilir. Hesaplanan artıklar, her gözlem için gözlemlenen ve tahmin edilen değerler arasındaki uyumsuzluğu ölçer (Hardin ve Hilbe, 2018). Bu nedenle, artıkların analizi modelin uyumunun ölçüsü olarak değerlendirilebilir. Bu analizlerde genellikle Anscombe artıklarından yararlanılmaktadır. İngiliz istatistikçi Frank Ancsombe, Hotelling (1953) çalışmasında Anscombe artıklarını geliştirmiştir. Anscombe, artıkların hesaplanmasında $A(Y)$ fonksiyonunun kullanılmasını önermiştir. İlgili fonksiyon, $v()$ varyans fonksiyonunu ifade etmek üzere Denklem 2’deki gibi tanımlanabilir (McCullagh ve Nelder, 1989).

$$A(.) = \int \frac{1}{v^{1/3}(\mu)} d\mu \quad (2)$$

Kesikli dağılımlar için genelleştirilen Anscombe artıkları, belirlenen $A(Y)$ fonksiyonunu ile N gözlem için aşağıdaki gibi hesaplanabilir (Anscombe, 1953).

$$r_{Ai} = \sqrt{N_i} \frac{A(Y_i) - A(\hat{\mu}_i)}{A'(\hat{\mu}_i) \sqrt{V(\hat{\mu}_i)}} \quad (3)$$

Hesaplanan artıklar ile bağımlı değişkenin ortalama olasılık değerlerinin serpilme diyagramları oluşturularak modelin veriye uyumu analiz edilebilir.

4. BULGULAR

4.1. Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 3'te, çocuk işçiliği modelinde yer alan değişkenler hakkında istatistiksel bilgi edinmek amacı ile hesaplanan tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Tanımlayıcı istatistiklerin yanı sıra bağımlı değişkenin açıklayıcı değişkenler ile olan ilişkileri hakkında istatistiksel bilgi edinmek için 1900'lü yıllarda Karl Pearson'un öncü çalışmalarında geliştirilen ki-kare testi uygulanmış olup Cramér (1946) çalışmasında geliştirilen Cramér'in V istatistikleri hesaplanmıştır. Bu değerler Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3'e göre, 23,524 çocuğun yaklaşık %49, %25 ve %26'sı sırasıyla 5-11, 12-14 ve 15-17 yaşları arasındadır. Bu örnekte 13,399 (%51) erkek ve 12,791 (%49) kız bulunmaktadır. Çocukların %99'u annesi, babası veya hem annesi hem babası ile aynı hanede yaşamaktadır. Aynı hanede annesi bulunan çocukların anneleri en çok 35-54 yaş aralığındadır. Babalarda bu yüksek oran değişmeyip annelere göre daha fazla olmakla birlikte babaların çoğu 35-54 yaş aralığındadır. Anneler arasında yükseköğretimi tamamlama oranı %10 olup babalarda bu oran %12'dir. Anne ve babanın aynı anda işsiz ve iş arıyor statüsünde olmasının oranı ise %1'den düşüktür. Hanehalkı özelliklerine göre, Türkiye'de ikamet eden çocuklar ortalama beş kişilik bir ailede yaşamaktadır. Bu hanelerde ortalama 1 olmak üzere 5-11 yaş arasında çocuk mevcuttur. Hanede çalışan çocuk oranı ise 2 olarak hesaplanmıştır.

Ki-kare testi değişkenler arasındaki ilişkinin analizi için kullanılmakta olup sıfır hipotezi bağımlı değişken ile ilgili değişkenin ilişkili olmadığını başka bir deyişle bağımsız olduğunu ifade etmektedir. Açıklanan çocuk işçiliği modeli için hesaplanan ki-kare testi sonuçlarına göre, açıklayıcı değişkenlerin büyük bir kısmının bağımlı değişken ile %1 anlamlılık düzeyinde ilişkili olduğu belirlenmiştir. Cramér'in V istatistiği ise iki değişken arasındaki ilişkinin ölçüsünü ifade etmekte olup 0 ile 1 arasında değer almakta ve ki-kare testinden hareketle hesaplanmaktadır. Cramér'in V istatistiğinin 1 değerine yaklaşması durumunda bağımlı değişken ile ilgili açıklayıcı değişkenin ilişkisinin arttığı söylenebilir. Bu istatistik değerlerine göre, açıklayıcı değişkenlerden bağımlı değişken ile en ilişkili olan değişkenler hanedeki çalışan çocukların oranı (%75), çocuğun 15-17 yaş aralığında yer alması (%29) ve hanede 5-11 yaş aralığında çocuk olması (%14) şeklindedir.

Tablo 3: Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama veya Oran	Ki-Kare Testi	Cramér'in V İstatistiği
Çocuk Özellikleri			
Cinsiyet	49	223.25*	0.1
Yaş (5-11)	49	927.84*	0.2
Yaş (12-14)	26	71.18*	0.05
Yaş (15-17)	25	1,900*	0.29
Ebeveyn Özellikleri			
Ebeveyn durumu	99	17.35*	0.03
Anne yaş (20-24)	0.4	5.21*	0.01
Anne yaş (25-34)	26	181.17*	0.09
Anne yaş (35-54)	72	88.08*	0.06
Anne yaş (≥55)	1,6	81.62*	0.06
Anne eğitim durumu	10	113.81*	0.07
Baba yaş (20-24)	0.04	0.5	0.005
Baba yaş (25-34)	9	81.86*	0.06
Baba yaş (35-54)	85	0.3	0.004
Baba yaş (≥55)	5.6	61.96*	0.05
Baba eğitim durumu	12	147.48*	0.08
Anne ve baba istihdam durumu	0.7	0.72	0.005
Hanehalkı Özellikleri			
Hanehalkı büyüklüğü	5.13	48.14*	0.04
Hanedeki küçük çocuk sayısı	1.15	449.24*	0.14
Hanedeki çalışan çocuk oranı	2	13,000*	0.75

Notlar: Ebeveynin yaş, eğitim ve istihdam durumuna ilişkin değişkenler aynı hanede anne ve babası olan çocuklar için hesaplanmıştır. Tüm kategorik değişkenler, 100 kişideki sıklığı göstermek için 100 ile çarpılmıştır. *, %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. Negatif olarak hesaplanan Cramer'in V istatistiklerinin mutlak değeri alınmıştır.

4.2. Çocuk İşçiliği Modeli Seçimi ve Model Uygunluğunun Analizi

Önsel değerlendirme sürecinde belirtildiği gibi, frekans analizi veriye en iyi uyum sağlayacak modelin belirlenmesi için önsel bilgi sağlamaktadır. Bu nedenle Tablo 4'te, çocuk işçiliği modelinin bağımlı değişkeninin kategorilere göre sıklığını analiz etmek amacı ile frekans tablosu oluşturulmuştur.

Tablo 4: Frekans Analizi

Çocuğun İşgücü Durumu	N	%
Çocuk işgücünde değil	22,396	95.2
Çocuk işgücünde	1,128	4.8
Toplam	23,524	100

Tablo 4'e göre, analiz edilen veri setinde yer alan 23,534 çocuktan 1,128'i işgücünde yer almaktadır. Buna göre, çocukların %95.2'si çalışmıyorken, %4.8'i çalışmaktadır. Bu durum, bağımlı değişkeni ifade eden çalışma verilerinde sıfır değerlerinin yoğunlukta olduğunu, başka bir deyişle çalışmayan çocukların sayısının çalışan çocuklara göre fazla olduğunu ifade etmektedir. Bu sonuç, önsel değerlendirme şemasında bahsedildiği gibi, sağa çarpık bir dağılım olan Gumbel dağılımdan faydalanan asimetrik log-log modelinin çocuk işçiliğinin analiz edilmesinde uygun olabileceği hakkında önsel bir bilgi sağlamaktadır.

Önceki bölümlerde açıklandığı gibi, frekans analizinden elde edilen önsel bilgi gerekli olmakla birlikte yeterli değildir. Bu nedenle çalışma kapsamında, çocuk işçiliği modelinde yer alan $g(\pi)$ bağlantı fonksiyonları olarak lojistik, standart normal dağılım, Gumbel ve Gompertz dağılımlarından hareketle logit, probit, log-log ve clog-log modelleri tahmin edilerek modellerin veriye uygunluğu önceki bölümlerde açıklanan istatistikler ile analiz edilecektir. Bu sayede, veri setine en iyi uyum gösteren model belirlenecektir. Çocuk işçiliği için tahmin edilen logit, probit, log-log ve clog-log modellerinin uygunluğunun analizi için istatistiklerin hesaplanması ve sonuçları Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5: Modellerin Uygunluğunun Analizi

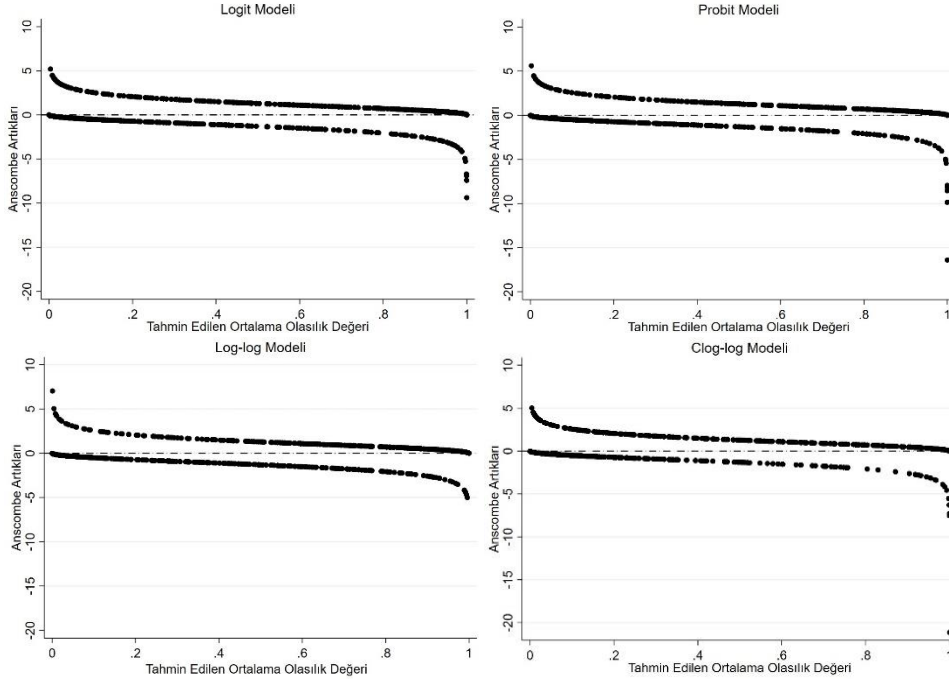
Model	AIC $2k - \ln(\hat{L}_f)$	BIC $k \ln(N) - 2 \ln(\hat{L}_f)$	Sapma $-2 \log \left(\frac{\hat{L}_f}{\hat{L}_m} \right)$
Logit	0.0796	-23,4778.4	1,837.76
Probit	0.0803	-23,4759.6	1,856.61
Log-log	0.075	-23,4885.6	1,730.59
Clog-log	0.103	-23,4237.1	2,379.08

Notlar: N gözlem sayısını, k parametre sayısını ifade etmektedir. L logaritmik benzerlik fonksiyonudur ve f ve m indisleri sırasıyla tahmin edilen ve ideal modeli temsil etmektedir.

Çocuk işçiliği modelinden hareketle hesaplanan AIC ve BIC kriterlerine göre, log-log modelinin AIC ve BIC kriterleri diğer modellerin AIC ve BIC kriterlerinden daha küçük hesaplanmıştır. Bu nedenle, bilgi kriterleri çocuk işçiliğine yönelik analiz edilen veri setine en iyi uyum gösteren modelin log-log model olduğunu ifade etmektedir. Tablo 5'te yer alan sapma değerlerinden hareketle uygun modeli belirleme süreci bilgi kriterlerindeki karar sürecine benzerdir ve minimum sapma değerine sahip olan model en uygun modeldir. Çocuk işçiliği için hesaplanan sapma değerleri, log-log modeli için minimum hesaplandığından, log-log modelinin veri setine daha iyi uyum sağladığına işaret etmektedir. Bahsedildiği gibi, modelin veriye

uyumunun analizi için artıklar da analiz edilebilir. Şekil 3'te, çocuk işçiliği modeli için tahmin edilen logit, probit, log-log ve clog-log modellerinin Anscombe artıkları ile ortalama olasılık değerlerinin serpilme diyagramları yer almaktadır.

Şekil 3: Anscombe Artıklarının Serpilme Diyagramları



Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 3, logit, probit, log-log ve clog-log prosedürleri ile tahmin edilen Anscombe artıkları ve bağımlı değişkenin tahmin edilen ortalama olasılık değerinin serpilme diyagramlarını içermektedir. Serpilme diyagramlarında artıkların -20 ile +10 aralığında değer aldığı gözlenmektedir. Sonuçlar, probit ve clog-log modellerinin sırasıyla yaklaşık -16 ve -22 noktalarında aşırı değer (outliers) içerdiğini ifade etmektedir. Logit modelinde ise -10 civarında bir aşırı değer söz konusudur. Bilindiği gibi, aşırı değerler model tahminlerinde katsayı ve standart hata hesaplarını etkileyerek sapmalı tahminciye ve standart hataların büyümesine neden olarak regresyon modelleri için önemli sorunlara yol açmaktadır. Serpilme diyagramları, logit, probit ve clog-log modellerinin çeşitli noktalarda aşırı değerler içerdiğini göstermektedir. Buna karşın, log-log modelinin tahmin edilen dört model arasında veri yapısına en iyi uyum gösteren model olduğu gözlenmektedir. Buna göre, logit, probit ve clog-log modellerinde aşırı değerler yer almakta log-log modeli ise veri yapısına iyi uyum göstermektedir. Bu sonuç, AIC, BIC ve sapma değerlerinden elde edilen bulgular ile tutarlıdır. Genel olarak, önsel değerlendirme süreci, bilgi kriterleri, sapma değerleri ve artıkların analizinden elde edilen bulgular, log-log modelinin analiz edilen veriye en iyi uyum gösteren model olduğunu ifade etmektedir.

4.3. Model Tahmin Bulguları

Önsel değerlendirme ve model uyumu analizlerine göre, çocuk işçiliği modelindeki asimetrik dağılım nedeni ile çocuk işçiliğinin log-log modeli ile daha iyi analiz edildiği gözlenmiştir. Tablo 6’da çocuk işçiliği modelinin log-log⁶ süreci ile asimetrik Gumbel dağılımından hareketle tahmininden elde edilen sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 6: Çocuk İşçiliği Modelinin Bulguları

	Katsayı	Robust Standart Hata	Marjinal Etki
Çocuk Özellikleri			
Cinsiyet	-0.5985*	0.0819	-0.0109*
Yaş (5-11) (referans)			
Yaş (12-14)	1.2888*	0.1365	0.0235*
Yaş (15-17)	2.836*	0.1455	0.0517*
Ebeveyn Özellikleri			
Ebeveyn durumu	-1.6143*	0.5259	-0.0295*
Anne yaş (20-24) (referans)			
Anne yaş (25-34)	1.4515*	0.4265	0.0265*
Anne yaş (35-54)	1.2693*	0.4101	0.0232*
Anne yaş (≥55)	1.5573*	0.4311	0.0284*
Anne eğitim durumu	0.0629	0.2335	0.0011
Baba yaş (20-24) (referans)			
Baba yaş (25-34)	0.8039*	0.3032	0.0147*
Baba yaş (35-54)	0.5784*	0.1727	0.0106*
Baba yaş (≥55)	0.5309*	0.1897	0.0097*
Baba eğitim durumu	-0.1169	0.1478	-0.0021
Anne ve baba istihdam durumu	0.1185	0.3311	0.0022
Hanehalkı Özellikleri			
Hanehalkı büyüklüğü	0.1037*	0.018	0.0019*
Hanedeki küçük çocuk sayısı	0.1719*	0.0448	0.0031*
Hanedeki çalışan çocuk oranı	17.2366*	0.5289	0.3146*
Sabit	-5.4791*	0.3515	

Notlar: *, katsayıların %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir. İki durumlu modellerde değişen varyans problemi ile sıklıkla karşılaşıldığından standart hataların hesaplanmasında bazı tanımlama hatalarına ve değişen varyansa karşı dirençli olduğu bilinen ve varyansın Huber ve White sandviç tahmincisinden hareketle hesaplanan robust standart hatalar hesaplanmıştır.

Log-log model tahmin sonuçlarına göre, çocuk işçiliğinde çocuğun bireysel, ebeveynlerinin sosyal, ekonomik ve demografik ve hanehalkının demografik özellikleri etkilidir. Çocuğun bireysel özelliklerine göre, erkek çocukları kız çocuklarına göre daha fazla işgücünde yer almaktadır. Bu sonuç, katsayı ve marjinal etkiler değişim gösterse de küresel veriler ve

literatürdeki diğer çalışmalar ile uyumludur (Tunali, 1996; Canagarajah ve Coulombe, 1997; Edmonds, 2007; Hafeez ve Hussain, 2019). Küresel ve ulusal ölçekte, erkek bireyler genelde daha erken yaşlarda işgücüne dahil olmaktadır. Çocuğun yaşını ifade eden değişkenler, katsayı ve marjinal etkiler değişim gösterse de literatürdeki diğer çalışmalar ile uyumlu olarak (Hafeez ve Hussain, 2019; Kanun ve Kayaoglu, 2019; Kiral ve Tiras, 2013) çocuğun yaşının ilerlemesi ile işgücüne katılma olasılığının arttığını göstermektedir. Bulgulara göre, 5-11 yaş aralığındaki bir çocuğun çalışma olasılığı 12-14 veya 15-17 yaş aralığındaki bir çocuğa göre daha azdır. Çalışma olasılığının en yüksek olduğu yaş grubu ise 15-17 yaş grubudur.

Bulgular, ebeveyn/leri ile aynı hanede yaşayan çocukların, annesi ve babası ile aynı hanede yaşamayan çocuklara nazaran çalışma olasılıklarının daha düşük olduğunu ifade etmektedir. Annenin yaş grubu değişkenleri çocukların çalışma olasılığının annenin yaşının 55 veya 55'ten büyük olması durumunda en çok arttığını ifade etmektedir. Babanın yaş grubu değişkenlerinden elde edilen sonuçlar, annelerden elde edilen sonuçlardan farklılık göstermektedir. Babanın yaş aldıkça çocuğu işgücüne gönderme olasılığı düşmekle birlikte babanın 20-24 yaş aralığında yer alması durumunda çocuğun çalışma olasılığı düşecektir. İlginç bir şekilde, anne ve babanın eğitim ve istihdam durumlarının çocuk işçiliği üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı saptanmıştır.

Literatürdeki çalışmalar, hanehalkı özelliklerinin çocukların işgücüne katılma olasılıkları üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir (Dayioglu, 2006; Emerson ve De Souza, 2003). Bu çalışmanın bulguları hanedeki kişi sayısının artmasının çocuğun çalışma olasılığını arttırdığını göstermektedir. Hanehalkındaki 5-11 yaş aralığındaki çocuk sayısı da çocuğun çalışma olasılığını arttırmaktadır. Çocuğun yaş gruplarından elde edilen bulgular, 12-14 ve 15-17 yaş aralığındaki çocukların daha çok işgücüne dahil edildiklerini ifade etmektedir. Bu nedenle, hanede 5-11 yaş aralığında çocuk sayısının artması, 12-14 ve 15-17 yaş aralığındaki çocukların işgücüne dahil edilme olasılıklarını arttırmaktadır

Log-log modelinden hesaplanan marjinal etkilere göre⁷, çocukların çalışma olasılığını arttıran en önemli faktörler sırasıyla, hanedeki çalışan çocuk oranının artması, çocuğun 15-17 yaş aralığında olması ve çocuğun ebeveynleri ile birlikte yaşamaması şeklindedir. Hanede çalışan çocuk oranının marjinal etkisi hanedeki çalışan çocuk oranındaki bir artışın çocuğun işgücüne dahil olma olasılığında yaklaşık %31'lik bir artışa neden olacağını ifade etmektedir. Yaş değişkeninin marjinal etkisi ise 15-17 yaş aralığındaki çocukların daha küçük yaş gruplarındaki çocuklara göre çalışma olasılıklarının yaklaşık %5 daha fazla olduğunu göstermektedir. Çocukların çalışma olasılığını etkileyen bir diğer önemli faktör ise ebeveyn durumudur. Ebeveyn durumunun marjinal etki hesabına göre, çocuğun ebeveyn/leri ile aynı hanede yaşamaması işgücüne katılma olasılığını yaklaşık %3 azaltmaktadır.

Uygun model seçimi için tahmin edilen farklı dağılım özelliklerine sahip logit, probit ve clog-log modelleri için hesaplanan marjinal etkilerde bazı farklılıklar olduğu görülmüştür. Örneğin, hanede çalışan çocuk oranı, çocuğun 15-17 yaş aralığında olması ve çocuğun ebeveynleri ile birlikte yaşamamasını ifade eden değişkenler için logit, probit ve clog-log modellerinden elde edilen marjinal etkiler sırasıyla %35, %34 ve %31; %6, %6 ve %9; -%3, -%3 ve -%4 şeklindedir. Buna göre, logit, probit ve clog-log modelleri değişkenlerin çocukların işgücüne katılma durumları üzerindeki etkisini olduğundan fazla hesaplamaktadır. Simetrik iki durumlu modeller ile asimetrik clog-log modeline ait marjinal etkiler, asimetrik log-log modeline ait marjinal etkiler ile karşılaştırıldığında bulgularda farklılık olduğu ve az da olsa bir sapma olduğu görülmektedir.

Sonuçlara göre, çocuğun, ebeveynin ve hanehalkının sosyal, ekonomik ve demografik özellikleri çocukların işgücüne katılma durumu üzerinde önemli etkilere sahiptir ve asimetrik modellerden log-log modeli bu etkiyi daha iyi yakalamaktadır.

4. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

1990'lı yılların başından itibaren çeşitli kurum ve kuruluşlar tarafından gerçekleştirilen çocuk işçiliğini azaltma ve önlemeye yönelik çalışmalara karşın, 2020 yılı itibari ile dünya genelinde her 10 çocuktan 1'i çocuk işçiliği problemi ile karşı karşıyadır. Çocuk işçiliği, çocukların fiziksel, zihinsel ve ahlaki gelişimlerini tamamlamaları önündeki en büyük engellerden biri olarak kabul edilmektedir. Türkiye, çocuk işçiliğini azaltma ve önlemeye yönelik uluslararası örgütler tarafından gerçekleştirilen çalışmalara en hızlı yanıt veren ülkelerden biri olmuş, ulusal düzeyde çocuk işçiliği konusunda önemli adımlar atmıştır. Buna karşın, 2019 yılı itibari ile Türkiye'de çocuk işçiliği oranı %4.4 olarak hesaplanmış olup bu oran dünya ortalamasının altında olmakla birlikte Avrupa ve Kuzey Amerika ülkelerinin ortalamasından iki kat fazladır. Bu nedenle, Türkiye'de çocuk işçiliği önemli bir sosyal ve ekonomik bir sorun olmaya devam etmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye'de çocuk işçiliğine neden olan bileşenler ortaya konulmaktadır. Bunun için, ulusal düzeyde en güncel mikro veri olan 2019 yılı Çocuk İşgücü Araştırması verilerinden yararlanılmıştır. Fakat, bu çalışmanın verilere yönelik bazı sınırlamaları mevcuttur. Geçmiş yıllara ait ulusal mikro verilerden farklı olarak 2019 yılına ait Çocuk İşgücü Araştırması verilerinde ailenin, annenin veya babanın gelirine ve çocuğun yaşadığı bölgenin kırsal veya kent olduğuna yönelik anket sorusu mevcut değildir. Bu nedenle, hanehalkı geliri ve çocuğun ikamet ettiği konuma yönelik bilgiler çocuk işçiliği modeline dahil edilememiştir.

Çalışma kapsamında, literatürdeki iki durumlu genelleştirilmiş doğrusal modeller ile çocuk işçiliğini analiz eden diğer çalışmalardan farklı olarak çocukların işgücüne katılma durumunu ifade eden bağımlı değişkenin 0 ile 1 değerlerini alma sıklıkları analiz edilerek simetri ve asimetri kavramı dikkate alınmıştır. Bu çalışmada, çocuk işçiliği araştırmalarda sıklıkla kullanılan simetrik logit ve probit modellerinin yanı sıra asimetrik log-log ve tamamlayıcı log-log modelleri ile analiz edilerek literatürdeki boşluğun doldurulması amaçlanmıştır. Bilindiği gibi, iki durumlu modellerden sıklıkla tercih edilen logit ve probit modellerinin dayandıkları lojistik ve standart normal dağılımların simetrik olması sebebi ile kısıtlamaları söz konusu olabilmektedir. Logit ve probit modellerinin simetrik dağılım kısıtlamasını ortadan kaldıran ve asimetrik dağılımlardan hareketle model tahmini yapan log-log ve clog-log modellerine ise literatürde çok sık rastlanmamaktadır. Ancak, iki durumlu modellerin bağımlı değişkenin 0 ve 1 değerlerini alma sıklıklarının her zaman benzer olduğunu varsaymak gerçekçi ve doğru olmayabilir. Bazı durumlarda, asimetrik dağılımlar değişkenler arasındaki ilişkiyi daha iyi yakalamaktadır. Dahası, asimetrik dağılıma uygunluk gösteren bir bağımlı değişkeni simetrik dağılımı varsayarak tahmin etmek sapmalı tahminlere neden olmaktadır. Bu nedenle, logit, probit, log-log ve clog-log modelleri arasından tercih, model tahmin prosedürünün önemli bir adımıdır. Uygun modelin belirlenmesi aşamasında önsel değerlendirme süreci modelin uyumunun analizi için çeşitli ölçülerden yararlanılması uygundur. Modeller tahmin edildikten sonra modelin uyum analizlerinin gerçekleştirilmesi, sonuçların geçerliliğini ve güvenilirliğini için kaçınılmazdır. Bu çalışmada önsel değerlendirme süreci ve modellerin veriye uyumunun analizlerinden çocuk işçiliği verisinde asimetri olabileceği belirlenmiştir. Bu nedenle, çocuk işçiliği modeli simetrik ve asimetrik modeller çerçevesinde tahmin edilmiş ve veri yapısına en iyi uyum gösteren modelin asimetrik modellerden log-log model olduğu saptanmıştır.

Çalışmanın asimetrik log-log modelden elde edilen bulguları, çocuk işçiliği üzerinde çocuğun bireysel, ebeveynlerinin sosyal, ekonomik ve demografik ve hanehalkının demografik özelliklerinin etkili olduğu belirlenmiştir. Bulgular, erkek çocuklarının kız çocuklara oranla daha yüksek ihtimalle işgücüne dahil olduğunu ifade etmektedir. Bileşenler arasında çocuğu çalışmaya iten önemli faktörler olarak çocuğun yaşının ilerlemesi, annenin yaşının ileri olması, hanedeki kişi sayısının, hanedeki küçük çocuk sayısının ve hanedeki çalışan çocuk oranının artması olarak belirlenmiştir. Annenin yaşının ileri olmasının çocuğun işgücüne katılma olasılığının artması, annenin yaşının artması ile işgücüne katılma olasılığının düşmesi, bu nedenle ihtiyaç olması durumunda çocuğu işgücüne göndermesi ile sonuçlanması şeklinde yorumlanabilir. Annenin daha genç yaş grubunda olması ise çocuğun işgücüne katılma olasılığını düşürecektir. Bu durumda, annenin çocuğu işgücüne dahil etmek yerine kendisinin iş bulma ihtimali daha yüksektir. Annenin yaşına yönelik elde edilen sonuçların aksine, babanın yaşı ilerledikçe çocuğun işgücüne katılma olasılığı düşüş göstermektedir. Bu durum, erkek bireylerin işgücünde kadınlara göre yaştan bağımsız olarak daha kolay işgücüne dahil olabileceğini göstermektedir. Bu çalışmadan elde edilen sonuçlar, literatür ile uyumlu olarak hanedeki kişi sayısının çocuğun işgücüne katılma olasılığını arttırdığını ifade etmektedir. Bu sonuç, hanehalkının büyümesinin getirdiği sorumluluk nedeni ile çocuk işgücünden elde edilecek gelire ihtiyaç duyulma ihtimalinin artması ile tutarlıdır. Hanede çalışan çocuk oranını ifade eden değişkenden elde edilen bulgular, hanedeki çalışan çocuk oranının artması durumunda çocuğun işgücüne katılma olasılığının arttığını göstermektedir. Buna göre, hanede bir çalışan çocuk olması durumunda diğer çocukların da işgücüne gönderilme olasılıkları artacaktır. Bu sonuç, hanenin sosyal ve ekonomik durumundan kaynaklanabilir. Ebeveynlerin sosyal, ekonomik ve demografik özellikleri, çocukların işgücüne dahil olma olasılığı üzerindeki en önemli faktörlerden biridir. Çocuğun ebeveynlerinden birini veya ikisini birden kaybetme durumunda, sosyal ve ekonomik güvencenin azalması sebebi ile işgücüne katılma olasılığının artması beklenir. Bu çalışmadan elde edilen bulgular, çocuğun işgücüne katılma olasılığını düşüren önemli faktörün çocuğun ebeveynleri ile aynı hanede yaşaması olduğunu ifade etmektedir. Bu sonuç, açıklamalar ile tutarlıdır.

Bulgular, Türkiye’de çalışan çocukların profili hakkında bilgiler sağlamaktadır. Bu bilgiler ışığında, çocuk işçiliğini önlemeye yönelik politikalar, 15-17 yaş aralığında, özellikle kendinden küçük kardeşi bulunan kalabalık hanelerde yaşayan erkek çocukları hedef almalıdır. Ek olarak, bir hanede büyük kardeşlerden biri işgücünde yer alıyorsa diğer çocukların da işgücünde yer alma ihtimali yüksektir. Bu çocuklar, işgücüne dahil olmaları sebebi ile eğitim ve sosyalleşmeye yeteri kadar vakit ayıramayacak ve fiziksel gelişimleri olumsuz etkilenecektir. Bu durum, çocuk işçiliğine maruz kalan çocukların yetişkinlik dönemlerinde nitelikli işlerde çalışma olasılıklarını da düşürmektedir. Buna göre, çocuk işçiliği politika yapıcı ve karar mercileri tarafından ilgili politika, program ve kanunlarla önlenmesi gereken en önemli sosyal ve ekonomik sorunlardan biridir.

Bu çalışma ışığında, gelecekte çalışma yapacak olan araştırmacılara yönelik iki öneri geliştirilmiştir. İlk olarak, gelecekte yapılacak olan çalışmalarda gelecek dönem verilerinin yanı sıra geçmiş dönem verilerinin analiz edilmesi ile dönemsel farklılıkların ortaya çıkarılarak çocuk işçiliğindeki değişim ve gelişimlerin belirlenmesi önerilmektedir. İkinci olarak ise iki durumlu genelleştirilmiş modelleri kullanarak ekonometrik analizler gerçekleştirecek olan araştırmacıların, simetrik genelleştirilmiş doğrusal modeller olan logit ve probit modellerinin yerine, asimetrik etkiyi dikkate alan ve değişkenler arasındaki bu ilişkiyi daha iyi modelleyebilen asimetrik genelleştirilmiş doğrusal modeller olan log-log ve clog-log modellerini de tahmin etmeleri önerilmektedir.

NOTLAR

¹ 2006 ve 2012 yıllarına ait oranlar 6-17 yaş grubu için hesaplanırken 2019 yılına ait oran 5-17 yaş grubu için hesaplanmıştır. 2019 yılı verilerinde zorunlu eğitim için yaş koşulunu sağlamamış çocuklar da yer almaktadır.

² Milli Eğitim Bakanlığı tarafından belirlenen maddeye istinaden 72 aydan büyük çocuklar zorunlu eğitim için yaş koşulunu sağlamış olurlar.

³ Burada tanımlamalar 1 ve 2 veya 3 ve 4 gibi araştırmacının tercihine göre belirlenmekle birlikte, literatürde kabul görmüş tanımlama 0 ve 1 şeklindedir. 0 ve 1 tanımlamasının birbirine karşı bir üstünlüğü söz konusu değildir.

⁴ Şekil 1.a'da koyu çizgi lojistik, açık çizgi standart normal dağılımı temsil etmek üzere asimetrik logit ve probit modellerinin dağılımları yer almaktadır. Şekil 1.b'de ise log-log ve clog-log modellerinin Gumbel ve Gompertz dağılımları sırasıyla koyu ve açık çizgi ile temsil edilmiştir.

⁵ Bu çalışmada tam olarak belirlenmiş model ideal model olarak tanımlanacaktır.

⁶ Logit, probit ve clog-log modellerinin tahmin sonuçları istek üzerine yazarlardan temin edilebilir.

⁷ İki durumlu modellerin tahmininden elde edilen katsayılar, klasik regresyon modellerinde olduğu gibi doğrudan yorumlanamamaktadır. Bu nedenle, iki durumlu modellerin katsayılarının yorumlanması için marjinal etkilerin hesaplanması gerekmektedir. Marjinal etkiler, diğer etkiler sabit iken verilen bir birimin değerindeki değişimin tahmincinin değerindeki değişimin olasılığını ifade etmektedir. Temel olarak marjinal etki hesabı türev alma işlemine dayanmaktadır.

YAZAR BEYANI

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma, bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazar Katkıları

Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkıda bulunmuştur.

Çıkar Çatışması

Yazarlar veya üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı herhangi bir çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

Abdallah, A., Saied, A., & Abdallah, R. (2020). Using logistic regression to identify the factors affecting child labor in Red Sea State. *International Journal of Advanced and Applied Sciences*, 7(10), 12–19. <https://doi.org/10.21833/ijaas.2020.10.002>

- Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis*. Hoboken, New Jersey: Wiley.
- Akaike, H. (1973). *Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle*. in S. Kotz, N. L. Johnson (ed.), *Breakthroughs in Statistics*, New York: Springer-Verlag, 610–624.
- Amin, S., Quayes, M. S., & Rives, J. M. (2004). Poverty and other determinants of child labor in Bangladesh. *Southern Economic Journal*, 70(4), 876–892. <https://doi.org/10.2307/4135277>
- Astar, M. (2021). Genelleştirilmiş Doğrusal Modeller. İçinde E. Çağlayan Akay ve Ö. Korkmaz (ed.), *Sağlık Verileri ile Uygulamalı Mikroekonometri*, İstanbul: DER yayınları, 98-134.
- Basu, K., & Van, P. H. (1998). The economics of child labor. *The American Economic Review*, 88(3), 412–427. <https://doi.org/10.1257/aer.89.5.1386>
- Çağlayan, E., & Öskönbayeva, Z. (2012). Enflasyon açığının merkez bankası faiz oranlarının hareketleri üzerindeki etkisi. *Reforma*, 52(2), 67–72. <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/321509>
- Canagarajah, S., & Coulombe, H. (1997). *Child labor and schooling in Ghana*. Washington DC: World Bank. SSRN 620598. <https://eric.ed.gov/?id=ED438109>
- Chen, M.-H., Dey, D. K., & Shao, Q.-M. (1999). A new skewed link model for dichotomous quantal response data. *Journal of the American Statistical Association*, 94(448), 1172–1186. <https://10.1080/01621459.1999.10473872>
- Collett, D. (1991). *Modelling Binary Data*. London: Chapman & Hall.
- Cramér, H. (1946). *Mathematical Methods of Statistics*. Princeton: Princeton University Press.
- Czado, C., & Santner, T. J. (1992). The effect of link misspecification on binary regression inference. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 33, 213–231. [https://doi.org/10.1016/0378-3758\(92\)90069-5](https://doi.org/10.1016/0378-3758(92)90069-5)
- Dayioğlu, M. (2006). The impact of household income on child labour in urban Turkey. *Journal of Development Studies*, 42(6), 939–956. <https://doi.org/10.1080/00220380600774723>
- Dayioğlu, M., & Kırdar, M. G. (2020). *Keeping kids in school and out of work: Compulsory schooling and child labor in Turkey* (IZA DP No. 13276). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3608525>
- De Jong, P., & Heller, G. Z. (2008). *Generalized Linear Models for Insurance Data*. New York: Cambridge University Press.
- Edmonds, E. V. (2007). Child labor. İçinde *Handbook of Development Economics*, 4, 3607–3709. [https://doi.org/10.1016/S1573-4471\(07\)04057-0](https://doi.org/10.1016/S1573-4471(07)04057-0)
- Emerson, P. M., & de Souza, F. P. A. (2003). Is there a child labor trap? Intergenerational persistence of child labor in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, 51(2), 375–398. <https://doi.org/10.1086/346003>
- Fox, J. (2016). *Applied Regression Analysis and Generalized Linear Models*. Thousand Oaks, CA: Sage Publication.

- Güriş, S., Çağlayan, E., & Ün, T. (2011). Estimating of probability of home-ownership in rural and urban areas: Logit, probit and gompit model. *European Journal of Social Sciences*, 21(3), 405–411. <https://www.acarindex.com/reforma/enflasyon-aciginin-merkez-bankasi-faizxd-oranlarinin-hareketleri-uzerindeki-etkisi-990286>
- Hafeez, A., & Hussain, S. (2019). An empirical analysis of child labor: Evidence from Pakistan. *Pakistan Economic Review*, 2(1), 48–64. <http://eco.qau.edu.pk/per/wp-content/uploads/2019/08/Download-article-4-21-2019.pdf>
- Hardin, J. W., & Hilbe, J. M. (2018). *Generalized Linear Models and Extensions*. College Station, TX: Stata Press.
- Homaie Rad, E., Gholampoor, H., & Jaafaripooyan, E. (2015). Child labor and the influencing factors: Evidence from less developed provinces of Iran. *Iranian Journal of Public Health*, 44(9), 1244–1252. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4645782/>
- Hotelling, H. (1953). New light on the correlation coefficient and its transforms. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 15(2), 193–232. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1953.tb00135.x>
- International Labour Office and United Nations Children’s Fund. (2021). *Child Labour: Global estimates 2020, Trends and the road forward*. <https://childhub.org/sites/default/files/library/attachments/Child-Labour-Executive-Summary-EN.pdf>
- Kanun, O., & Kayaoglu, A. (2019). Child labor and its sectoral distribution in Turkey. *Çalışma ve Toplum*, 62(3), 1991–2014. <https://search.trdizin.gov.tr/yayin/detay/341431/>
- Kiral, G., & Tiras, M. F. (2013). Understanding of child labour in Turkey: An empirical analysis. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(2), 109–120. <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/30504>
- McCullagh, P., & Nelder, J. A. (1989). *Generalized Linear Models*. London: Chapman and Hall.
- Nelder, J. A., & Wedderburn, R. W. M. (1972). Generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society*, 135(3), 370–384. <https://doi.org/10.2307/2344614>
- Patrinos, H. A., & Psacharopoulos, G. (1997). Family size, schooling and child labor in Peru: An empirical analysis. *Journal of Population Economics*, 10, 387–405. <https://doi.org/10.1007/s001480050050>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461–464. <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- Tunali, I. (1996), “Education and Work: Experiences of 6-14 Year Old Children in Turkey”, in T. Bulutay (ed.), *Education and the Labour Market in Turkey*, Ankara: SIS, 106-143.