

**YATAY EKSENLİ BİR RÜZGAR TÜRBİNİNİN KUYRUK OLASILIĞI
MODELLEME YÖNTEMİ İLE GÜVENİLİRLİK TAHMİNİ**

NEHİR KANDEMİR

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
MAKİNE MÜHENDİSLİĞİ
ANABİLİM DALI**

**TOBB EKONOMİ VE TEKNOLOJİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**NİSAN 2014
ANKARA**

Fen Bilimleri Enstitü onayı

Prof. Dr. Necip Camuřcu
Müdüř

Bu tezin Yüksek Lisans derecesinin tüm gereksinimlerini sağladıđını onaylarım.

Doç. Dr. Murat Kadri Aktař
Anabilim Dalı Bařkanı

Nehir KANDEMİR tarafından hazırlanan YATAY EKSENLİ BİR RÜZGAR TÜRİNİNİN KUYRUK OLASILIđI MODELLEME YÖNTEMİ İLE GÜVENİLİRLİK TAHMİNİ adlı bu tezin Yüksek Lisans tezi olarak uygun olduđunu onaylarım.

Doç. Dr. Erdem ACAR
Tez Danıřmanı

Tez Jüri Üyeleri

Bařkan : Doç. Dr. Niyazi Onur BAKIR

Üye : Doç. Dr. Erdem ACAR

Üye : Yrd. Doç. Dr. Nilay SEZER UZOL

TEZ BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada orijinal olmayan her türlü kaynağa eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

Nehir KANDEMİR

Üniversitesi : TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi
Enstitüsü : Fen Bilimleri
Anabilim Dalı : Makine Mühendisliği
Tez Danışmanı : Doç. Dr. Erdem ACAR
Tez Türü ve Tarihi : Yüksek Lisans – Nisan 2014

Nehir KANDEMİR

YATAY EKSENLİ BİR RÜZGAR TÜRBİNİNİN KUYRUK OLASILIĞI MODELLEME YÖNTEMİ İLE GÜVENİLİRLİK TAHMİNİ

ÖZET

Yüksek güvenilirliğe sahip mekanik sistemlerin güvenilirlik analizi kuyruk olasılığı modelleme yöntemi kullanılarak yapılabilir. Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi ile yapılan güvenilirlik analizlerinde yapılan sınır durum fonksiyonu hesabı sayısı, diğer güvenilirlik hesaplama yöntemlerine kıyasla oldukça azdır ve düşük hesapsal maliyeti sebebiyle diğer güvenilirlik analiz yöntemlerine göre tercih edilir. Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi ile güvenilirliğin belirlenmesi, sınır durum fonksiyonuna ait kümülatif dağılım fonksiyonunun kuyruk bölümünün benzeştirilmesine dayanır. Kuyruk bölümü seçilen eşik değer sayesinde belirlenir ve belirlenen kuyruk bölümüne bir olasılık modeli uygulanır. Seçilen eşik değerinin, hesaplanan güvenilirlik değeri üzerinde oldukça büyük bir etkisi vardır. Yapılan tez çalışmasının iki temel amacından biri, eşik değer seçimi için bir kılavuz oluşturabilmektir. Bunun için kuyruk olasılığı modelleme yöntemi farklı sayıda rassal değişken içeren, farklı lineerlik seviyesi, varyasyon katsayısı ve çarpıklık değerlerine sahip örnek problemlere uygulanmıştır. Örnek problemlere uygulanan kuyruk olasılığı modelleme yöntemi sonucunda 500 örneklem için uygun eşik değerinin 0.90 olduğu belirlenmiştir. Yapılan tez çalışmasının diğer temel amacı ise kuyruk olasılığı modelleme yönteminin yatay eksenli bir rüzgar türbininin güvenilirlik tahmini için kullanılmasıdır. Bu uygulama probleminde, eşik değer olarak örnek problemlerden elde edilen uygun eşik değer seçilmiştir. Yatay eksenli rüzgar türbininin güvenilirliği aynı zamanda Monte Carlo simülasyonu ile yapılmış ve bu yöntemden elde edilen sonuçlar kuyruk olasılığı modelleme yönteminden elde edilen güvenilirlik sonuçlarıyla karşılaştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, kuyruk olasılığı modelleme yönteminin yüksek güvenilirliğe sahip yatay eksenli bir rüzgar türbininin güvenilirlik analizi için oldukça doğru ve etkin sonuçlar verdiği görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Yüksek güvenilirlik, kuyruk olasılığı modelleme yöntemi, Monte Carlo simülasyonu, eşik değer seçimi

University : TOBB University of Economics and Technology
Institute : Institute of Natural and Applied Sciences
Science Programme : Mechanical Engineering
Supervisor : Associate Professor Erdem ACAR
Degree Awarded and Date : M.Sc. – April 2014

Nehir KANDEMİR

RELIABILITY ESTIMATION OF A HORIZONTAL AXIS WIND TURBINE USING TAIL MODELING

ABSTRACT

Reliability analysis of highly safe mechanical systems can be estimated using tail modeling. Tail modeling is preferred over other reliability estimation methods since it reduces computational costs by performing less limit state function calculations. Reliability estimation using tail modeling is based on approximating the tail portion of the cumulative distribution function of the limit state function. Tail portion is identified by a threshold value and a probability model is fitted to the specified tail portion. The selected threshold value has a significant effect on reliability estimations. One of the two major purposes of this study is to draw some guidelines for proper threshold selection. For this reason, tail modeling is applied to several benchmark example problems with varying number of random variables, level of nonlinearity, coefficient of variation and skewness values. The proper threshold value obtained from the example problems using 500 samples is found to be 0.90. The other main purpose of this study is to use tail modeling to estimate the reliability of a horizontal axis wind turbine. For this application problem, the threshold value obtained from the example problems is used. Reliability estimation of the horizontal axis wind turbine is also carried out using Monte Carlo simulation and results obtained from Monte Carlo simulation are compared to tail modeling results. Based on this comparison, it is found that tail modeling can predict the high reliability of horizontal axis wind turbine efficiently and accurately.

Keywords: High reliability, tail modeling, Monte Carlo simulation, threshold selection

TEŐEKKÜR

Yüksek lisans eğitiminin boyunca, hem makine mühendisliđi mesleđi açısından hem de akademik olarak bilgisini ve deneyimlerini her zaman cömertçe paylaşan, insani deđerleri ile örnek edindiđim, ayrıca tecrübelerinden yararlanırken gösterdiđi hoşgörü ve sabır ile birlikte desteđini ve ilgisini hiç eksik etmeyen Doç. Dr. Erdem ACAR'a teşekkür eder ve en içten saygılarımı sunarım. Tezimi deđerlendirerek fikirleriyle katkıda bulunan jüri üyeleri Yrd. Doç. Dr. Nilay SEZER UZOL'a ve Doç. Dr. Niyazi Onur BAKIR'a teşekkür ederim.

Tez çalışmam süresince yanımda olan, yardımlarını ve desteklerini hiçbir zaman eksik etmeyen Hare DURSUN, Resul Sercan ALTINTAŐ, Volkan Cihan OKUTAN, Sanaz ATTARİ ve İbrahim YILMAZ başta olmak üzere tüm asistan arkadaşlarıma teşekkür ederim.

Bugünlere gelmemi sađlayan, hiçbir yardımı esirgemedi yanımda olan, bana güvenip cesaret veren ve her an sevgilerini hissettiren annem Nilgün KANDEMİR, babam Nezih KANDEMİR ve kardeőim Göksu KANDEMİR'e tüm kalbimle teşekkür ederim.

Nehir KANDEMİR

İÇİNDEKİLER

Sayfa

| | |
|---|-----|
| ÖZET..... | IV |
| ABSTRACT..... | V |
| TEŞEKKÜR..... | VI |
| İÇİNDEKİLER | VII |
| ÇİZELGELERİN LİSTESİ..... | X |
| ŞEKİLLERİN LİSTESİ | XII |
| KISALTMALAR | XIV |
| SEMBOL LİSTESİ..... | XV |
| 1. GİRİŞ..... | 1 |
| 1.1. Tez İçeriği..... | 4 |
| 2. LİTERATÜR TARAMASI..... | 6 |
| 2.1. Kuyruk Olasılığı Modelleme Yöntemi..... | 6 |
| 2.2. Genelleştirilmiş Pareto Dağılımı | 8 |
| 2.3. Eşik Değer Seçimi | 11 |
| 2.4. Parametrelerin Belirlenmesi | 13 |
| 2.5. En Büyük Olabilirlik Kestirimi (Maximum Likelihood Estimation) | 14 |
| 2.6. En Küçük Kareler Regresyonu Metodu (Least Square Regression Method) | 15 |
| 2.7. Rüzgar Türbini Güvenilirlik Tahmini Çalışmaları | 16 |
| 3. ÖRNEK PROBLEMLER..... | 19 |

| | | |
|--------|--|----|
| 3.1. | Branin-Hoo Fonksiyonu | 19 |
| 3.2. | Camelback Fonksiyonu | 21 |
| 3.3. | Goldstein-Price Fonksiyonu | 22 |
| 3.4. | Sinüs Fonksiyonu | 24 |
| 3.5. | Wu'nun Ankastre Kiriş Problemi | 25 |
| 3.6. | Ayarlanmış Titreşim Sönümleyici Problemi | 27 |
| 3.7. | Fortini'nin Kavrama Problemi | 30 |
| 3.8. | Basit Mesnetli I-Kiriş Tasarım Problemi | 32 |
| 4. | ÖRNEK PROBLEMLERDEN ELDE EDİLEN BULGULAR | 34 |
| 4.1. | Uygun Eşik Değerin Belirlenmesi..... | 37 |
| 5. | YATAY EKSENLİ BİR RÜZGAR TÜRBİNİNİN KUYRUK OLASILIĞI MODELLEME YÖNTEMİ KULLANARAK GÜVENİLİRLİĞİNİN HESAPLANMASI..... | 40 |
| 5.1. | Kullanılan Rüzgar Türbininin Özellikleri..... | 41 |
| 5.2. | Pala Elemanı Momentum Teorisi | 44 |
| 5.2.1. | Giriş | 44 |
| 5.2.2. | Aktüatör Disk Konsepti (Bir Boyutlu Momentum Teorisi ve Betz Limiti) | 45 |
| 5.2.3. | Momentum Teorisi | 48 |
| 5.2.4. | Pala Elemanı Teorisi | 51 |
| 5.2.5. | Pala Ucu Kaybı Düzeltmesi | 53 |
| 5.2.6. | Pala Elemanı Momentum Teorisi | 54 |
| 5.3. | Monte Carlo Simülasyonu ile Yatay Eksenli Rüzgar Türbininin Güvenilirlik Hesabı | 55 |
| 5.4. | Kuyruk Olasılığı Modelleme Yöntemiyle Yatay Eksenli Rüzgar Türbininin Güvenilirlik Hesabı | 57 |
| 6. | SONUÇLAR VE İLERİYE YÖNELİK ÇALIŞMALAR..... | 60 |

| | |
|--|-----------|
| 6.1. Sonuçların Yorumlanması | 60 |
| 6.2. İleriye Yönelik Çalışmalar | 62 |
| EK A. BİRİNCİ DERECE GÜVENİLİRLİK YÖNTEMİYLE (FORM) GÜVENİLİRLİK TAHMİNİ | 64 |
| A.1. MV-FOSM Yöntemi | 64 |
| A.2. FORM..... | 66 |
| A.3. Rüzgar Türbininin Birinci Derece Güvenilirlik Yöntemiyle Güvenilirlik Tahmini..... | 68 |
| EK B - MONTE CARLO SİMÜLASYONU | 70 |
| B.1. Giriş | 70 |
| B.2. Rassal Sayıların Oluşturulması..... | 70 |
| B.3. Monte Carlo Simülasyonu ile Güvenilirliğin Hesaplanması..... | 73 |
| EK C. ÖRNEK PROBLEMLERDE KULLANILAN EŞİK DEĞER BELİRLEME YÖNTEMİ | 77 |
| KAYNAKLAR | 81 |
| ÖZGEÇMİŞ | 85 |

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

| Çizelge | Sayfa |
|---|-------|
| Çizelge 2.1. Bir yıllık referans zaman aralığına göre elde edilen hedef güvenilirlik indisleri ve bu değerlere karşılık gelen hasar olasılığı değerleri | 17 |
| Çizelge 3.1. Branin-Hoo fonksiyonundaki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri | 19 |
| Çizelge 3.2. Branin-Hoo fonksiyonundaki farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri | 20 |
| Çizelge 3.3. Camelback fonksiyonundaki farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri | 22 |
| Çizelge 3.4. Goldstein-Price fonksiyonundaki farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri | 23 |
| Çizelge 3.5. Sinüs fonksiyonundaki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri | 24 |
| Çizelge 3.6. Sinüs fonksiyonundaki farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri | 25 |
| Çizelge 3.7. Ankastre giriş problemindeki rassal değişkenlerin ortalama ve varyasyon katsayısı değerleri | 26 |
| Çizelge 3.8. Wu'nun ankastre giriş probleminde, her iki hasar türü için çeşitli genişlik ve kalınlık değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri | 27 |
| Çizelge 3.9. Ayarlanmış titreşim sönümleyici problemdeki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri | 28 |
| Çizelge 3.10. Ayarlanmış titreşim sönümleyici problemde farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri | 29 |
| Çizelge 3.11. Fortini'nin kavrama problemindeki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri | 31 |

| | |
|---|----|
| Çizelge 3.12. Fortini'nin kavrama probleminde farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri | 31 |
| Çizelge 3.13. Basit mesnetli I-kiriş tasarım problemindeki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri | 32 |
| Çizelge 3.14. Basit mesnetli I-kiriş dizayn probleminde farklı S değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri | 33 |
| Çizelge 5.1. Risoe rüzgar türbininin geometrik özellikleri | 41 |
| Çizelge 5.2. Risoe rüzgar türbinindeki rassal değişkenler | 56 |
| Çizelge 5.3. Hesaplanan güç değerlerinin ortalama ve standart sapma değerleri ile güç dağılımının çarpıklık ve kurtosis katsayıları | 57 |
| Çizelge 5.4. Kuyruk olasılığı modelleme yönteminden ve MCS yönteminden elde edilen güvenilirlik indisi tahminleri | 58 |
| Çizelge E3.1. $y_{kritik} = 50000$ ve $\beta = 3.73$ iken elde edilen sonuçlar | 79 |

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

| Şekil | Sayfa |
|---|-------|
| Şekil 1.1. Klasik güvenilirlik analizi basamakları | 2 |
| Şekil 1.2. Yapısal güvenilirlik analizi basamakları | 2 |
| Şekil 2.1. Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi konsepti | 9 |
| Şekil 2.2. Farklı şekil parametrelerine sahip kuyrukların GPD'leri | 10 |
| Şekil 3.1. Branin-Hoo fonksiyonu | 20 |
| Şekil 3.2. Camelback fonksiyonu | 21 |
| Şekil 3.3. Goldstein-Price fonksiyonu | 23 |
| Şekil 3.4. Sinüs fonksiyonu | 24 |
| Şekil 3.5. Ankastre kiriş problemindeki kirişin geometrisi ve yükleme durumu | 26 |
| Şekil 3.6. Ayarlanmış titreşim sönümleyicisi | 28 |
| Şekil 3.7. Titreşim sönümleyicinin normalize edilmiş genliği | 29 |
| Şekil 3.8. Fortini'nin kavrama probleminde kullanılan kavrama montajı | 30 |
| Şekil 3.9. Kiriş üzerindeki yükleme ve kiriş kesiti | 32 |
| Şekil 4.1. Örnek problemlere uygulanan kuyruk olasılığı modelleme yöntemi prosedürü | 34 |
| Şekil 4.2. Branin-Hoo fonksiyonunda, $y_{kritik} = 220$ iken yalın sapma, varyans sapması ve karesel ortalama hatanın eşik değere göre değişimi | 35 |
| Şekil 4.3. Camelback fonksiyonunda, $y_{kritik} = 400$ iken yalın sapma, varyans sapması ve karesel ortalama hatanın eşik değere göre değişimi | 36 |
| Şekil 4.4. Minimum eşik değeri veren karesel ortalama hatanın belirleme katsayısı ile ilişkisi | 37 |
| Şekil 4.5. Minimum eşik değeri veren karesel ortalama hatanın varyasyon katsayısı ile ilişkisi | 38 |
| Şekil 4.6. Minimum eşik değeri veren karesel ortalama hatanın çarpıklık ile ilişkisi | 38 |
| Şekil 5.1. Yıllara göre rüzgar türbinlerinin çap ve kapasitelerine göre gelişimi | 40 |

| | |
|---|----|
| Şekil 5.2. Risoe rüzgar türbini palalarının radyal uzaklık boyunca olan kıvrım değişimi | 42 |
| Şekil 5.3. Risoe rüzgar türbini palalarının radyal uzaklık boyunca olan incelme değişimi | 42 |
| Şekil 5.4. WT_Perf tahminleri ve Risoe rüzgar türbini test verileri karşılaştırma sonuçları | 43 |
| Şekil 5.5. Bir rüzgar türbininden oluşmuş akış tüpü | 44 |
| Şekil 5.6. Aktüatör disk modeli | 45 |
| Şekil 5.7. Türbin diskinin arkasındaki teğetsel hız bileşeni | 49 |
| Şekil 5.8. Yarıçapı r , radyal kalınlığı δr olan dairesel bir halka | 50 |
| Şekil 5.9. Pala elemanı konsepti | 51 |
| Şekil 5.10. Pala elemanı hız ve kuvvet bileşenleri | 52 |
| Şekil 5.11. Pala elemanındaki basınçlı ve emen bölümler | 53 |
| Şekil 5.12. $N=1,000,000$ adet örneklem kullanılarak elde edilen güç histogramı | 56 |
| Şekil A.1. Sınır durum fonksiyonunun X uzayından U uzayına transformasyonu | 67 |
| Şekil B.1. Standart düzgün rassal değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu | 71 |
| Şekil B.2. Standart düzgün rassal değişkenin olasılık dağılım fonksiyonu | 72 |
| Şekil B.3. X rassal değişkeninin olasılık dağılım fonksiyonu | 73 |
| Şekil B.4. Monte Carlo simülasyon yöntemi | 75 |
| Şekil C.1. $y_{kritik} = 50000$ ve $\beta = 3.73$ iken elde edilen grafik | 80 |

KISALTMALAR

| Kisaltmalar | Açıklama |
|--------------------|---|
| ANOVA | Varyans analizi |
| COV | Varyasyon katsayısı |
| FORM | Birinci derece güvenilirlik yöntemi |
| GPD | Genelleştirilmiş Pareto dağılımı |
| GSA | Global duyarlılık analizi |
| JCSS | Yapısal Güvenlik Birleşik Komitesi |
| KDF | Kümülatif dağılım fonksiyonu |
| KOH | Karesel ortalama hata |
| MCS | Monte Carlo simülasyonu |
| MPP | En olası hasar noktası |
| MV-FOSM | Ortalama değer birinci derece ikinci moment |
| NREL | Ulusal yenilenebilir enerji laboratuvarı |
| PEMT | Pala elemanı momentum teorisi |
| SORM | İkinci derece güvenilirlik yöntemi |
| WMEP | Bilimsel Ölçme ve Değerlendirme Programı |

SEMBOL LİSTESİ

Bu çalışmada kullanılmış olan simgeler açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

| Sembol | Açıklama |
|---------------------|--------------------------------------|
| a | Eksenel indüksiyon faktörü |
| A | Kesit alanı |
| a' | Teğetsel indüksiyon faktörü |
| C_d | Sürüklenme katsayısı |
| C_p | Güç katsayısı |
| F | Düzeltme katsayısı |
| $F(x)$ | Kümülatif dağılım fonksiyonu |
| $F(y)$ | Kümülatif dağılım fonksiyonu |
| $F_Z(z)$ | Genelleştirilmiş Pareto dağılımı |
| $F_{\xi,\sigma}(z)$ | GPD'nin kümülatif dağılım fonksiyonu |
| H | Çakışık olmayan dağılım fonksiyonu |
| L | Taşıma kuvveti |
| M_n | Rassal değişken |
| N | Örneklem sayısı |
| N_f | Hasara uğrayan örneklem sayısı |
| N_t | Kuyruk bölümündeki örneklem sayısı |
| P | Güç |
| P_f | Hasar olasılığı |
| P_i | Ampirik KDF |
| Q | Tork |
| $Q(x)$ | Kümülatif dağılım fonksiyonu |
| R | Güvenilirlik |
| R^2 | Belirleme katsayısı |
| U | Akış hızı |
| u^* | U uzayında başlangıç tasarım noktası |

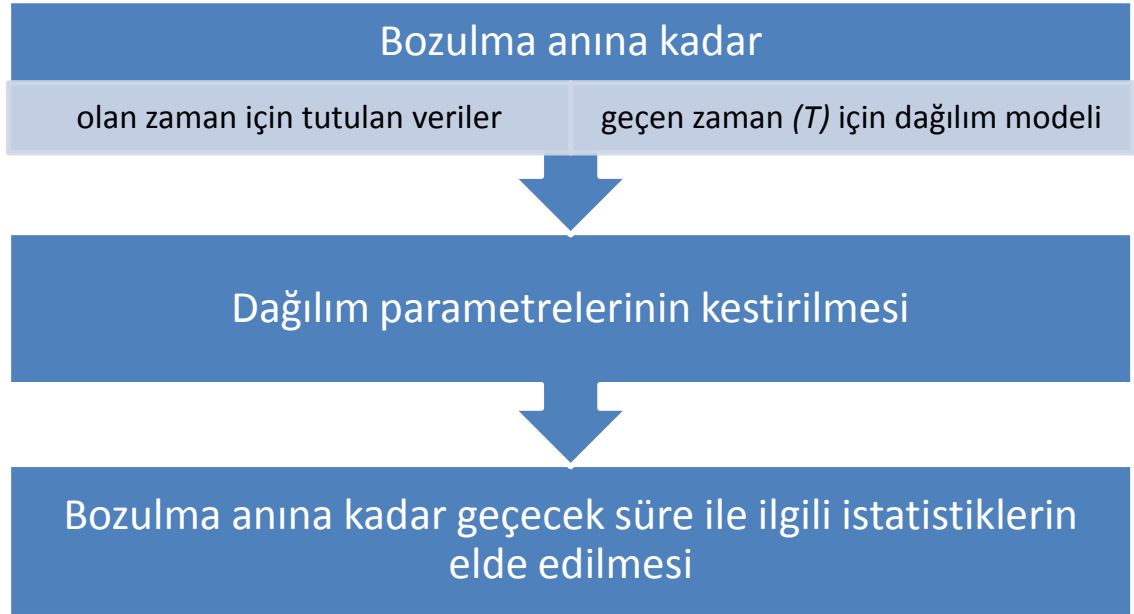
| | |
|---------------|--|
| W | Pala elemanına etkiyen bileşke bağıl hız |
| x | Veri vektörü |
| Y | Sınır durum fonksiyonu |
| y_t | Eşik değer |
| α | Şekil parametresi |
| α_i | Doğrultu kosinüsleri |
| β | Güvenilirlik indisi |
| θ | Bilinen parametre değerleri kümesi |
| μ | Konum parametresi |
| μ_g | Sınır durum fonksiyonu ortalama değeri |
| ξ | Şekil parametresi |
| ρ | Hava yoğunluğu |
| σ | Ölçek parametresi |
| σ_{Pf} | Hasar olasılığı standart sapması |
| Φ | Standart normal değişkenin olasılık dağılım fonksiyonu |
| Ω | Açısal hız |

1. GİRİŞ

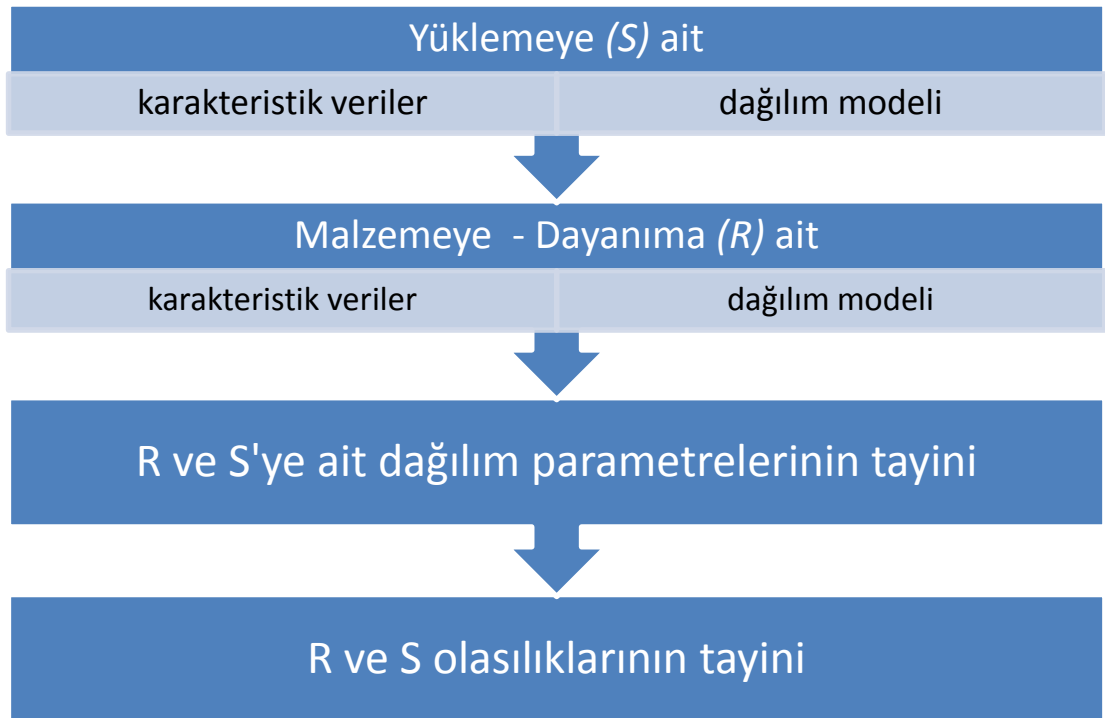
Güvenilirlik bir sistemin belirlenen bir zaman dilimi içerisinde ve belirli koşullar altında yapması gereken işlemi yerine getirme olasılığı olarak tanımlanır [1]. Modern mühendislik sistemlerinin giderek karmaşıklaşması, güvenilirlik kavramının önemini her geçen gün daha da artırmaktadır [2]. Mühendislik sistemleri tasarlanırken yapının güvenilir ve yüksek koruma altında olmasını istenir. Bunun sağlanması için, sistemin tasarımı sırasında güvenilirlik analizleri sıklıkla kullanılır [3].

Belirsizlik kavramı da yapısal tasarım için oldukça yaygın bir olgudur [4]. Yapısal güvenilirlik değerinin elde edilmesi için, tasarlanan yapıdaki belirsizliklerin göz önünde bulundurulması gerekmektedir. Yapıların tasarlanması, yapı davranışının izin verilen limitler içerisinde kalmasını sağlayacak şekilde yapıların boyutlandırılmasını içermektedir. Böyle bir durumda belirsizlik, tasarlanan yapıdan elde edilen değer ile elde edilmesi beklenen değer arasındaki fark olarak tanımlanabilir. Yapısal güvenilirlik analizi, yapıların limit durumlarının aşılma olasılığının hesaplanmasını içerir. Limit durumun aşılma olasılığı sayısal olarak hesaplanabilir [5].

Klasik güvenilirlik analizi dayanım ve yüklemenin zamana bağlı olarak modellenmesini içerir, yapısal güvenilirlik analizinde ise modelleme yükleme, geometri ve malzemeye ait karakteristik özellikler temel alınarak yapılır [5]. Klasik güvenilirlik analizi basamakları Şekil 1.1'de, yapısal güvenilirlik analizi basamakları ise Şekil 1.2'de sıralanmıştır.



Şekil 1.1. Klasik güvenilirlik analizi basamakları [5]



Şekil 1.2. Yapısal güvenilirlik analizi basamakları [5]

Yapısal güvenilirlik analizi, yapının davranışını belirleyen bir performans fonksiyonunun (sınır durum fonksiyonunun) değerlendirilmesini içerir. Sınır durum fonksiyonu en genel anlamıyla sistem kapasitesi ve sistem cevabı arasındaki farktır. Sistem kapasitesine örnek olarak akma mukavemeti ve izin verilen titreşim seviyesi, sistem cevabına örnek olarak da gerilme ve gerçek titreşim değeri verilebilir. Güvenilirlik, en genel haliyle, analitik olarak veya simülasyon teknikleri kullanılarak hesaplanabilir.

Güvenilirliğin hesaplanması için kullanılan analitik yöntemler içerisinde en popüler olanları birinci derece güvenilirlik yöntemi (*first order reliability method - FORM*) ve ikinci derece güvenilirlik yöntemi (*second order reliability method - SORM*) olarak sıralanabilir. Bu yöntemler hesapsal olarak etkindirler; ancak sınır durum fonksiyonu doğrusallıktan uzaklaştıkça bu yöntemlerin doğruluğu azalır.

Güvenilirliğin hesaplanması için kullanılan simülasyon teknikleri ise Monte Carlo yöntemi [6] ile bu yöntemin geliştirilmiş türleri olan önem örnekleme (*importance sampling*) [7], uyarlanmış önem örnekleme (*adaptive importance sampling*) [8] ve yönlü simülasyon (*directional simulation*) [9] olarak sıralanabilir. Bu yöntemler yüksek sayıda sınır durum fonksiyonu hesaplaması gerektirmektedir, bu nedenle yüksek güvenilirliğe sahip yapısal sistemlerin güvenilirlik hesabı için uygun değildir.

Güvenilirliğin hesaplanması için kullanılan analitik yöntemlerin ve simülasyon tekniklerinin eksiklerinin üstesinden gelmesi için geliştirilen kuyruk olasılığı modelleme yöntemi, yüksek güvenilirlik seviyeleri için başarıyla uygulanmaktadır [4, 10-12].

Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi ile güvenilirliğin belirlenmesi, sınır durum fonksiyonuna ait kümülatif dağılım fonksiyonunun kuyruk bölümünün benzeştirilmesine dayanır. Bu yöntemdeki asıl amaç, Monte Carlo örnekleme veya Latin hiperküp örnekleme gibi bir yöntem kullanarak mümkün olduğunca az sayıda sınır durum fonksiyonu hesaplamak, bir eşik değeri seçerek kuyruk bölümünü

belirlemek ve belirlenen kuyruk bölümüne genelleştirilmiş Pareto dağılımı gibi bir olasılık modeli uygulamaktır.

Güvenilirlik tabanlı tasarımda yüksek güvenilirlik seviyesi, istatistiksel dağılımların kuyruk bölümlerindeki düşük seviyedeki olasılık değerlerine dönüşür. Yüksek güvenilirliğe veya düşük hasar olasılığına sahip tasarımlar için güvenilirlik analizi rassal değişkenlerin kuyruk bölümlerinin davranışına bağlıdır [4]. Bu nedenle kuyruk yaklaşımının doğru bir biçimde yapılması büyük önem taşır. Bu yaklaşımın doğru bir biçimde yapılmasını etkileyen en önemli etkenlerden birisi, eşik değer seçimidir. Uygun eşik değer seçimi aktif bir araştırma alanıdır ve bazı deneysel teknikler önerilmektedir; ancak önerilen yöntemlerden hiçbiri yaygın olarak kabul görmemiştir [4].

1.1. Tez İçeriği

Bu tez çalışmasının iki temel amacı bulunmaktadır. Öncelikle, kuyruk olasılığı modelleme yönteminde eşik değer seçimi için bir kılavuz oluşturmak hedeflenmiştir. Ardından, yatay eksenli bir rüzgar türbininin kuyruk olasılığı modelleme yöntemi ile güvenilirliğinin belirlenmesi amaçlanmıştır.

Eşik değer seçimi için bir kılavuz oluşturulması sırasında; sınır durum fonksiyonunun belirleme katsayısı ile ölçülen lineerlik seviyesi, rassal değişkenlerin varyasyon katsayısı ve çarpıklık değerleri gibi dağılım özellikleri göz önüne alınmıştır. Eşik değer seçim kılavuzunu oluşturabilmek için farklı lineerlik seviyelerine sahip ve değişik sayıda rassal değişken içeren örnek problemler kullanılmıştır.

Tezin ikinci bölümü literatür araştırmalarını içermektedir. Bu bölümde ayrıntılı olarak kuyruk olasılığı modelleme yöntemi anlatılmış, bu çalışmada üzerinde durulan kuyruk model tipi olan genelleştirilmiş Pareto dağılımının özellikleri üzerinde durulmuştur. Genelleştirilmiş Pareto dağılımının şekil ve ölçek parametrelerinin bulunması için kullanılan yöntemlerden bahsedilmiş, bu yöntemlerden en büyük

olabilirlik kestirimi (*maximum likelihood estimation*) ve en küçük kareler regresyonu (*least square regression*) detaylandırılmıştır. Ayrıca eşik değeri seçimi hakkında daha önce yapılmış çalışmalar irdelenmiştir.

Üçüncü bölümde, eşik değeri seçimi için bir kılavuz oluşturmakta kullanılan örnek problemlerin ayrıntıları yer almaktadır. Her problemde kaç adet rassal değişken olduğu ve bu rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri tablolaştırılmıştır. Ayrıca problem fonksiyonları ve sınır durum fonksiyonları da bu bölümde belirtilmiştir. Sınır durum fonksiyonlarında kullanılan kritik değerler yani sistem kapasitesi ve bu değerlere karşılık gelen güvenilirlik indisleri de tablolaştırılmıştır. Tablolarda verilen güvenilirlik indisi değerleri 100 milyon adet örneklem ile yapılan Monte Carlo simülasyonu ile elde edilmiştir.

Bölüm 4'te, kullanılan örnek problemlerden elde edilen bulgular yer almıştır. Bu bölümde, uygun eşik değerinin belirlenmesinde izlenen analiz yolu da detaylıca anlatılmıştır. Her problem için karesel ortalama hatayı minimum yapan eşik değeri belirlenmiş ve bu değerlerin belirleme katsayısı, varyasyon katsayısı ve çarpıklık katsayısı değerlerine göre nasıl değiştiği gözlemlenmiştir. Elde edilen grafiklerden, belirlenen örneklem sayısı için uygun eşik değeri seçimi yapılmıştır.

Beşinci bölümde, kuyruk olasılığı modelleme yöntemi kullanılarak yatay eksenli bir rüzgar türbininin güvenilirliği hesaplanmıştır. Bu bölümde, kullanılan türbinin özellikleri detaylandırılmıştır. Ayrıca, rüzgar türbininin performansının değerlendirilmesinde kullanılan pala elemanı momentum teorisinden bahsedilmiştir. Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi kullanılarak elde edilen güvenilirlik analizinin etkinliğini gösterebilmek için, rüzgar türbininin güvenilirliği Monte Carlo simülasyonu yöntemi ile de hesaplanmıştır. İki yöntemden elde edilen güvenilirlik indisi değerleri karşılaştırılmıştır.

Bölüm 6'da, tez çalışması sonucunda elde edilen bulgular yorumlanmıştır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

2.1. Kuyruk Olasılığı Modelleme Yöntemi

Yüksek emniyete sahip bir mekanik sistemin güvenilirlik tahmini, kuyruk olasılığı modelleme yöntemi (*tail modeling*) kullanılarak yapılabilir [13]. Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi ile güvenilirlik tahmini, sınır durum fonksiyonunun kümülatif dağılım fonksiyonu benzeştirilmesine dayanır. Kuyruk olasılığı modelleme yöntemini açıklamak için öncelikle kuyruk denkliği kavramının ve genelleştirilmiş uç değer teorisinin (*Generalized Extreme Value Theory*) açıklanması gerekir [4].

Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi, daha önceden dağılımı, parametreleri ve karakteristik özellikleri hakkında bilgiye sahip olunan değişkenlerin kuyruk bölümleriyle, ilgilenilen değişkenin kuyruk bölümünün benzeştirilmesine dayanır. Benzeşen kuyruk bölümleri, kuyruk denkliği olarak da bilinmektedir. $F(x)$ ve $Q(x)$ kümülatif dağılım fonksiyonlarına sahip iki rassal değişken, aşağıdaki eşitliği sağladıkları takdirde kuyruk denkliğine sahiptir:

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{1-F(x)}{1-Q(x)} = 1 \quad (2.1)$$

M_n rassal değişkeni X_1, X_2, \dots, X_n gibi n tane aynı F olasılık dağılımına sahip, bağımsız rassal değişkenli bir dizinin en büyük değeri olsun. Bu durumda M_n 'nin kümülatif dağılım fonksiyonu aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\begin{aligned} \Pr\{M_n \leq z\} &= \Pr\{X_1 \leq z, \dots, X_n \leq z\} \\ &= \Pr\{X_1 \leq z\} \times \dots \times \Pr\{X_n \leq z\} \\ &= \{F(z)\}^n \end{aligned} \quad (2.2)$$

F olasılık dağılımı bilinirse, M_n 'nin dağılım fonksiyonu, n 'in alacağı her değer için bulunabilir. Ancak F dağılımı çoğunlukla bilinmediği için M_n 'nin olasılık dağılımı Denklem (2.2) ile hesaplanamaz. Bu durumda, F^n için yalnızca uç değerlere göre

elde edilmiş yaklaşık model aileleri araştırılır. $\{a_n > 0\}$ ve $\{b_n\}$ sabitlerine sahip diziler için aşağıdaki dönüşüm gerçekleştirilir:

$$M_n^* = \frac{M_n - b_n}{a_n} \quad (2.3)$$

Uygun katsayı seçimi, n değeri arttıkça M_n^* 'ın yerini ve büyüklüğünü stabilize eder. Fisher ve Tippett tarafından 1928'de oluşturulan uç tipi teorem (*extremal type theorem*) sayesinde M_n^* için tüm olası limit dağılım aralıkları elde edilir [14]. $\{a_n > 0\}$ ve $\{b_n\}$ sabitlerine sahip bir dizide, H çakışık olmayan bir dağılım fonksiyonu iken ve n değeri sonsuza giderken (2.4)'te verilen kriter sağlanıyorsa:

$$Pr \left\{ \left(\frac{M_n - b_n}{a_n} \right) \leq z \right\} \rightarrow H(z) \quad (2.4)$$

H dağılım fonksiyonu aşağıdaki dağılım ailelerinden birine dahildir:

$$H(z) = \exp \left\{ \exp \left[- \left(\frac{z-b}{a} \right) \right] \right\}, \quad -\infty < z < \infty \quad (2.5)$$

$$H(z) = \begin{cases} 0, & z \leq b \\ \exp \left\{ - \left(\frac{z-b}{a} \right)^{-\alpha} \right\}, & z > b \end{cases} \quad (2.6)$$

$$H(z) = \begin{cases} \exp \left\{ - \left[- \left(\frac{z-b}{a} \right)^\alpha \right] \right\}, & z < b \\ 1 & , \quad z \geq b \end{cases} \quad (2.7)$$

Denklem (2.5), (2.6) ve (2.7) sırasıyla I., II. ve III. tip uç değer dağılımını göstermektedir. Bu dağılımlar aynı zamanda Gumbel, Frechet ve Weibull dağılımı olarak da bilinirler. Bu eşitliklerde kullanılan a ve b katsayıları büyüklük ve konum parametreleri, α ise şekil parametresidir. Burada belirtilen uç değer dağılımları, popülasyonun dağılımından bağımsız olarak normalize edilmiş maksimum değer

dağılımı için mümkün olan limitlerdir. Bu dağılım aileleri tek bir model ailesine dönüştürüldüğünde, modelin dağılım fonksiyonu aşağıdaki formu alır:

$$H(z) = \exp \left\{ - \left[1 + \xi \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right]^{-1/\xi} \right\} \quad (2.8)$$

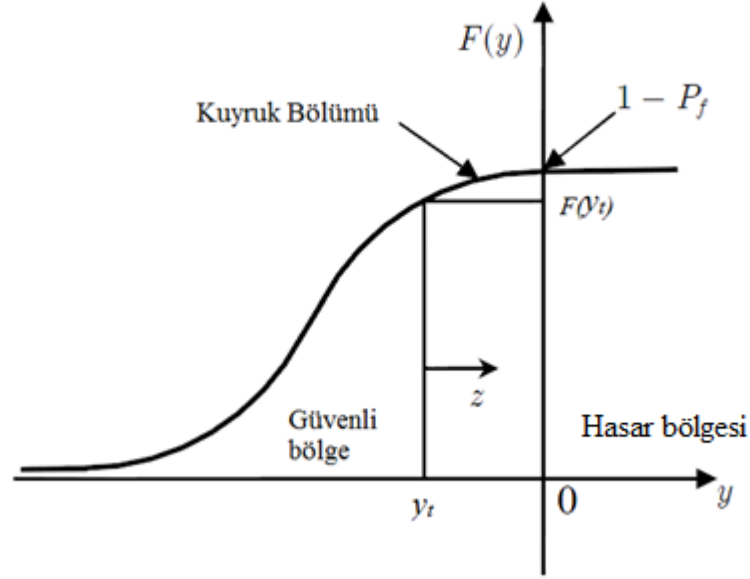
Burada z değeri $\{z: 1 + \xi(z - \mu)/\sigma > 0\}$ kriterini sağlarken, konumu ifade eden μ parametresi $-\infty < \mu < \infty$ aralığını, şekli ifade eden ξ parametresi $-\infty < \xi < \infty$ aralığını ve ölçeği ifade eden σ parametresi $\sigma > 0$ aralığını sağlamalıdır.

Denklem (2.8)'de verilen eşitlik, bahsi geçen parametreler belirtilen aralıklardayken genelleştirilmiş uç değer dağılım ailelerini belirtmektedir.

2.2. Genelleştirilmiş Pareto Dağılımı

Genelleştirilmiş Pareto dağılımı (GPD), bir eşik değer üzerindeki değerlerin benzetiminin yapılması gereken durumlarda kullanılır.

$y(x)$ gibi bir sınır durum fonksiyonunda x rassal değişkenlerin vektörünü gösterirken, Şekil 2.1'de gösterildiği gibi, y_t büyüklüğündeki yüksek bir eşik değer üzerinde kalan bölge, kuyruk bölümü olarak adlandırılır ve genelleştirilmiş Pareto dağılımı kullanarak yaklaşım yapılabilir.



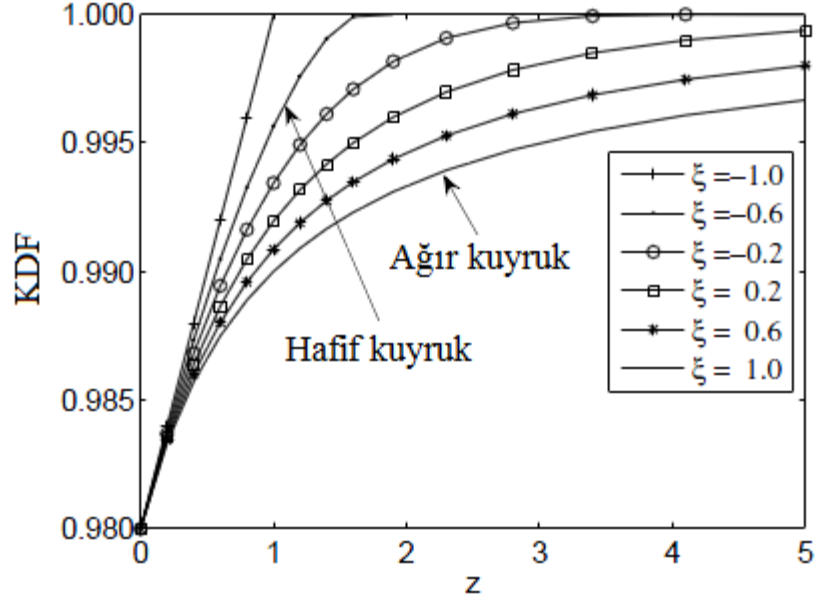
Şekil 2.1. Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi konsepti [12]

GPD, $F_Z(z)$ olarak gösterilen koşullu aşım dağılımına (conditional excess distribution) benzetim yapar. Burada, $z = y - y_t$ 'dir ve benzetim aşağıdaki gibi gerçekleştirilir:

$$F_Z(z) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{\xi}{\sigma} z\right)_+^{-\frac{1}{\xi}}, & \text{eğer } \xi \neq 0 \\ 1 - \exp\left(-\frac{z}{\sigma}\right), & \text{eğer } \xi = 0 \end{cases} \quad (2.9)$$

Burada $\langle A \rangle_+ = \max(0, A)$ 'yı, $F_Z(z)$ ise ξ şekil parametresine ve σ ölçek parametresine sahip GPD'yi göstermektedir, ayrıca $z \geq 0$ 'dır.

ξ kuyruğun ağırlığının belirlenmesinde önemli bir etkiye sahiptir. $\xi > 0$ olması kuyruğun ağır olduğu durumu yani pareto tipi kuyruğu, $\xi = 0$ olması orta kuyruk durumunu yani üstel tip kuyruğu ve $\xi < 0$ olması da kuyruğun hafif olduğu durumu yani Beta tipi kuyruğu belirtir [4, 10]. Şekil 2.2'de farklı şekil parametrelerine sahip kuyruklar gösterilmektedir.



Şekil 2.2. Farklı şekil parametrelerine sahip kuyrukların GPD'leri [10]

Koşullu aşım dağılımı fonksiyonu ile $F(y)$ kümülatif dağılım fonksiyonu, KDF (cumulative distribution function) arasındaki ilişki aşağıdaki gibi kurulur:

$$F_Z(y - y_t) = \frac{F(y) - F(y_t)}{1 - F(y_t)} = \frac{F(y) - F_t}{1 - F_t} \quad (2.10)$$

Eşik değerin üzerindeki $F(y)$ fonksiyonu ise koşullu aşım dağılımı fonksiyonu $F_Z(y - y_t)$ cinsinden aşağıdaki şekilde elde edilir:

$$F(y) = F_t + (1 - F_t)F_Z(y - y_t) \quad (2.11)$$

$F(y)$ elde edildikten sonra, hasar olasılığı, P_f , aşağıdaki eşitlik kullanılarak hesaplanabilir [4]:

$$P_f = 1 - F(y = 0) = (1 - F_t) \left(1 - \frac{\xi}{\sigma} y_t \right)_+^{\frac{1}{\xi}} \quad (2.12)$$

Hasar olasılığı hesaplandıktan sonra Denklem (2.13) kullanılarak genelleştirilmiş güvenilirlik indisi hesaplanabilir:

$$\beta = \Phi(1 - P_f) \quad (2.13)$$

Yukarıdaki denklemde, Φ standart normal rassal değişkenin KDF'sini belirtmektedir.

2.3. Eşik Değer Seçimi

Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi ile güvenilirlik tahmini için öncelikle bir örnekleme yöntemi kullanılarak göreceli olarak az sayıda sınır durum fonksiyonu hesaplaması yapılır. Örnekleme yöntemi olarak, Monte Carlo örnekleme veya Latin Hiperküp (*Latin Hypercube*) örnekleme gibi bir örnekleme yöntemi kullanılabilir. Yapılan sınır durum fonksiyonu hesaplamalarından sonra bir eşik değer seçilir ve böylece dağılımın kuyruk kısmı tanımlanmış olur. Kuyruk olasılığı modelleme yönteminde son olarak eşik değerle tanımlanan kuyruk kısmına bir olasılık modeli uygulanarak güvenilirlik hesabı yapılabilir. Kuyruk kısmına uygulanan olasılık modeli olarak da genelleştirilmiş Pareto dağılımı (*generalized Pareto distribution*) seçilebilir.

Eşik değer seçimi hem hesaplanan sınır durum fonksiyonlarından elde edilen ampirik kümülatif dağılım fonksiyonundaki kuyruk kısmını belirlediği için hem de hasar olasılığı formülasyonunda kullanıldığı için (bkz. Denklem 2.12), kuyruk olasılığı modelleme yönteminde büyük bir önem taşır.

Kümülatif dağılım fonksiyonu üç kısımdan oluşur: alt kuyruk, orta bölüm ve üst kuyruk. Pickands'in 1975'te yaptığı çalışmaya göre, Pareto dağılımında kuyruğun istatistiksel analizini yapmak için eşik değer yeterince yüksek bir değer olması ve seçilen eşik değer, tam olarak üst kuyruğun başladığı noktaya denk gelmesi gerekmektedir [14]. Bu seçimin yapılması için farklı yöntemler öne sürülmüştür ancak bu yöntemlerden hiçbiri yaygın olarak kabul edilen bir çözüm ortaya koymamaktadır [4]. Öne sürülen yöntemlerden bazıları aşağıda açıklanmıştır.

Eşik değer seçme yöntemlerinden biri, Boos tarafından 1984'te öne sürülen yöntemdir. Boos'a göre, toplam veri sayısı, N , 50 ile 500 arasındayken ($50 \leq N \leq 500$), kuyruk bölümünde bulunması gereken veri sayısının toplam veri sayısına oranı 0.2, toplam veri sayısı 500 ile 5000 arasındayken ise ($500 < N \leq 5000$) kuyruk bölümünde bulunması gereken veri sayısının toplam veri sayısına oranı 0.1 olmalıdır. Boos'un çalışmasındaki eşik değer seçimi, kullanılan toplam veri sayısına göre, bu oranları sağlayacak şekilde yapılır [15].

Eşik değer seçme yöntemlerinden bir başkası Hasofer tarafından 1996'da geliştirilmiştir. Hasofer'e göre, eşik değer seçimi aşağıdaki eşitliğe göre yapılmalıdır [16]:

$$N_t \approx 1.5\sqrt{N} \quad (2.14)$$

N_t kuyruk bölümünde bulunması gereken veri sayısını, N ise toplam veri sayısını göstermektedir.

Caers ve Maes ise 1998'de yaptıkları çalışmada, eşik değer seçimini, ön yükleme metodu (bootstrap method) ile elde edilen ortalama karesel hatayı minimize edecek şekilde gerçekleştirmişlerdir [17]. Beirlant vd.'nin çalışmasında ise optimum eşik değer, asimptotik ortalama karesel hatayı en küçükleyecek şekilde seçilmiştir [18].

Eşik değerlerin seçilmesi sırasında, yalın sapma (*bias*) adı verilen ve elde edilmesi istenen gerçek değerden sapma anlamına gelen ve/veya varyans sapması oluşabilir. Eğer seçilen eşik değer, olması gereken değerden çok düşükse, KDF'nin orta bölümüne ait veriler de hesaplamalara dahil olur. Bu durum, kuyruk yaklaşımının düzgün bir şekilde yapılamaması sonucunu doğurur. Diğer yandan, eğer seçilen eşik değer, olması gereken değerden çok yüksekse, kuyruk yaklaşımı için kullanılan veri sayısı çok az olur. Bu durum ise saçılmaya neden olur. Eşik değerinin, GPD'nin uygulanmasında ve GPD parametrelerinin hesaplanmasında ayrıca hasar olasılığı hesaplanmasında da etkisi olduğu için, eşik değer seçimi çok büyük önem taşır.

2.4. Parametrelerin Belirlenmesi

Genellikle bilinen bir parametre değerleri (θ) kümesinden, belirli bir dağılım tipi için olasılık dağılım fonksiyonu elde edilir ve bu aşağıdaki gibi gösterilir:

$$f(x|\theta) \tag{2.15}$$

Burada x , $[x_1 \dots x_m]$ gibi bir veri vektörünü belirtmektedir.

Bazı durumlarda ise olasılık dağılım fonksiyonu hakkında değil de, çıkan sonuçlar hakkında bilgi sahibi olunur. Elde edilmiş bir veri kümesi ve ilgilenilen model bilgisine sahip olduğu bu gibi durumlarda ise tüm olasılık dağılımlarından hangi olasılık dağılım fonksiyonunun bu veri kümesini oluşturmuş olabileceği bulunmalıdır.

Genelleştirilmiş Pareto dağılımı parametreleri birçok yöntem kullanılarak bulunabilir. Bu yöntemler en büyük olabirlik kestirimi (*maximum likelihood estimation*), momentler yöntemi (*method of moments*), olasılık ağırlıklı momentler (*probability weighted moments*), ögesel yüzdeler yöntemi (*elemental percentile method*) ve en küçük kareler regresyonu metodu (*least square regression method*) olarak sıralanabilir.

Parametrelerin bulunması için kullanılan yöntemlerden en etkininin bulunması da bir araştırma konusudur. Örneğin, Hosking ve Wallis 1987'de yaptıkları çalışmada en büyük olabirlik kestirimi, momentler yöntemi ve olasılık ağırlıklı momentler yöntemlerini karşılaştırmışlar ve veri sayısının 500'den az olduğu durumlar için momentler yöntemi ve olasılık ağırlıklı momentler yöntemlerinin en büyük olabirlik kestirimi yönteminden daha kararlı olduğu sonucuna varmışlardır [19]. Ayrıca Beirlant vd. (2004) ve Castillo vd. (2005) yukarıda bahsedilen parametre belirleme yöntemlerini detaylıca açıklamışlardır [20, 21].

Genelleştirilmiş Pareto dağılımı parametrelerinin hesaplanması için yaygın olarak kullanılan yöntemler arasında en büyük olabilirlik kestirimi yöntemi ve en küçük kareler regresyonu yöntemi sayılabilir. Bu tez çalışmasında genelleştirilmiş Pareto dağılımı parametrelerinin hesaplanması için en büyük olabilirlik kestirimi yöntemi kullanılmıştır. İleriki bölümlerde en büyük olabilirlik kestirimi ve en küçük kareler regresyonu metodları ayrıntılı olarak açıklanacaktır.

2.5. En Büyük Olabilirlik Kestirimi (Maximum Likelihood Estimation)

En büyük olabilirlik kestirimi yöntemi, bilinen bir veri grubunun olasılık dağılımı parametrelerinin bulunması için kullanılan bir yöntemdir. Bir veri grubunun olabilirliği, seçilen olasılık dağılım modelinin o veri grubunu oluşturabilme olasılığıdır. Genelleştirilmiş Pareto dağılımındaki şekil ve ölçek parametrelerinin bulunması esnasında benzer bir durum olduğu için parametrelerin bulunmasında böyle bir yöntem kullanılabilir. En büyük olabilirlik kestirimi parametrelerin bulunması için kullanılan yöntemler arasında en yaygın olanıdır; ancak bu yöntemin bazı kısıtlamaları vardır. En büyük olabilirlik kestiriminin asimptotik özellikleri ancak $\xi > -0.5$ iken geçerlidir. $-1 < \xi < -0.5$ iken de en büyük olabilirlik kestirimi uygulanabilir; ancak standart asimptotik özellikleri elde edilemez. $\xi < -1$ iken ise en büyük olabilirlik kestirimi uygulanamaz hale gelir [4].

En büyük olabilirlik kestirimi, bilinmeyen dağılım parametrelerini içeren olabilirlik fonksiyonunun elde edilmesiyle başlar. Olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden parametre değerleri elde edilir ve bu değerlere en büyük olabilirlik kestiricileri (*maximum likelihood estimators*) denir. Olabilirlik fonksiyonu, parametrelerin bulunabilmesi için, veri ve parametrelerin rollerini tersine çevirecek şekilde yeniden elde edilir:

$$L(\theta|x) = f(x|\theta) \quad (2.16)$$

Denklem (2.16)'daki L , elde edilen x verisinden θ parametresini elde etmenin olasılığını temsil eder ve θ 'ya bağlı bir olasılık dağılım fonksiyondur. $f(x|\theta)$ ve $L(\theta|x)$ olasılık dağılım fonksiyonları arasındaki en temel fark, bu fonksiyonların farklı eksenler üzerinde tanımlanmış olmasıdır, yani bu fonksiyonlar doğrudan birbirleriyle kıyaslanamazlar. $f(x|\theta)$, bilinen bir parametreler grubuna sahip bir veri fonksiyonudur ve veriye göre tanımlanır. Olabilirlik fonksiyonu olan $L(\theta|x)$ ise bilinen bir veri grubuna sahip parametre fonksiyonudur ve parametreye göre tanımlanır. Kısaca açıklanacak olursa, $f(x|\theta)$ sabit bir parametre değerinden belirli bir veri elde etmenin olasılığını verirken, $L(\theta|x)$ bir veri grubundan belirli bir parametre değerini elde etmenin olasılığını vermektedir [22].

En büyük olabilirlik kestirimi yaklaşımı analitik bir konsepttir. Çoğu durum için, yaklaşım standart yazılım paketlerinde tanımlanan algoritmalar kullanılarak gerçekleştirilir. Yaklaşım için aradığımız örneklem kullanılır. Burada ilgilenilen durum, kestiricilerin örneklem sayısı sonsuza gittiğindeki davranıştır ve bu davranış asimptotik davranış olarak adlandırılır. En büyük olabilirlik kestirimi büyük örneklem sayılar için oldukça uygun bir yöntemdir; ancak çok küçük hasar sayısı içeren durumlarda en büyük olabilirlik kestirimi sonuçları oldukça hatalı olabilir ve bu durumlarda büyük örneklem asimptotik özellikleri uygulanamaz.

2.6. En Küçük Kareler Regresyonu Metodu (Least Square Regression Method)

En küçük kareler regresyonu yönteminde elde edilen verilere göre bir eğri elde edilir. Elde edilebilecek en iyi eğri, verilerin eğriye olan uzaklıklarının (yani eğriden olan sapmalarının) karelerinin toplamının minimum olduğu durumdur.

GPD parametreleri aşağıdaki denklemi minimize edecek şekilde bulunur:

$$\text{Min}_{\xi, \sigma} \sum_{i=N_t}^N (\hat{F}_{\xi, \sigma}(z) - P_i) \quad (2.17)$$

Burada, $\hat{F}_{\xi,\sigma}(z)$ GPD'nin kümülatif dağılım fonksiyonunu belirtmektedir. Denklemdaki N toplam veri sayısını, N_t ise y_t değerine (eşik değeri) karşılık gelen indeks değerini belirtir. Yukarıdaki eşitlikte ampirik kümülatif dağılım fonksiyonu, P_i , aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$P_i = \frac{i}{N+1}, i = 1, 2, \dots, N \quad (2.18)$$

En küçük kareler regresyonu yönteminde çok az sayıda dağılımsal varsayım kullanılır veya hiç kullanılmaz. En büyük olabilirlik kestirimi yönteminin aksine, en küçük kareler regresyonu yöntemi, hipotezleri test etmek için ve güven aralığı oluşturmak için bir temel oluşturmaz [23].

2.7. Rüzgar Türbini Güvenilirlik Tahmini Çalışmaları

Kıyı uygulamalarıyla başlayan rüzgar türbini teknolojisi günümüzde açık deniz uygulamalarına kadar gelişmiştir. Uygulamada elde edilen bu gelişim hem rüzgar türbini parçalarının güvenilirliğinin hem de bir bütün olarak rüzgar türbini güvenilirliğinin önemini arttırmıştır. Göz önünde bulundurulan detaylı güvenilirlik analizi, rüzgar türbini parçaları için daha rasyonel güvenilirlik seviyeleri elde edilmesini sağlar. Bu durum da düşük maliyet sonucunu doğurur ve rüzgardan sağlanan enerjinin diğer enerji elde etme yöntemleriyle rekabet edebilmesine olanak tanır [24].

Rüzgar türbinleri sürekli olarak değişken yüklemeye maruz kalırlar, bu da güvenilirlik analizinde birçok yüklenme durumunun incelenmesini gerektirir. Ortaya çıkan yüklenme durumları; sistemin çalıştırılması ve durdurulması sırasında ortaya çıkan yüklenme durumları, güç üretimi sırasında ortaya çıkan yüklenme durumları ve rüzgar türbininin beklemede olduğu veya boşta çalıştığı zamanlarda ortaya çıkan yüklenme durumları olarak sınıflandırılabilir. Rüzgar türbini palalarına etkileyen yükler genellikle bir rüzgar alanının (*wind field*) rüzgar türbinine etkimesini içeren aerodinamik simülasyonlarla elde edilir [24].

Rüzgar türbini palaları gibi rüzgar türbininin yapısal parçaları için güvenilirlik, sistemin hasar durumunu veya palaların ortaya çıkmaması istenen davranışlarını belirlemek için kullanılan sınır durum fonksiyonu ile ölçülür. Yukarıda belirtilen yükleme durumları için güvenilirlik nihai sınır durum (*ultimate limit state*) ve yorulmaya bağlı sınır durum (*fatigue limit state*) için bulunmalıdır. Nihai sınır durum analizleri kopma dayanımının aşıldığı durum analizlerini, genel ve bölgesel kararsızlık ve burulma hallerini ve yüksek miktardaki yer değiştirmeleri ölçmek için kullanılır. Yorulmaya bağlı sınır durum analizlerinde ise malzeme özellikleri ve rüzgar türbininin farklı bölgelerine etkiyen kuvvetler önem kazanır. Detaylı bir güvenilirlik analizi için, rüzgar türbininin elektrik ve mekanik sistemleri de güvenilirlik hesaplarına dahil edilebilir. Bunun sebebi, rüzgar türbininin elektrik sisteminde kopukluklar yaşanabilmesi veya palalarda yunuslama hatası (*pitching error*) ortaya çıkabilmesidir [24].

Rüzgar türbinlerinin yapısal analizinde kullanılan sınır durum fonksiyonlarından elde edilen güvenilirlik seviyeleri, hali hazırda kullanılan uygulamalara (modellere) dayandırılabilir veya hesapsal maliyeti öne çıkararak elde edilebilir [25]. Çizelge 2.1'de Yapısal Güvenlik Birleşik Komitesi'nce (*Joint Committee on Structural Safety - JCSS*) kabul edilen hedef hasar olasılıkları ve bu hasar olasılıklarına karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri verilmiştir [26]. Çizelge değerleri JCSS tarafından önerilen olasılıksal modeller kullanılarak ve bir yıllık referans zaman aralığına göre elde edilmiştir.

Çizelge 2.1. Bir yıllık referans zaman aralığına göre elde edilen hedef güvenilirlik indisleri ve bu değerlere karşılık gelen hasar olasılığı değerleri [26]

| Güvenilirlik Ölçüsü Maliyeti | Düşük Seviye Hasar Sonucu | Orta Seviye Hasar Sonucu | Yüksek Seviye Hasar Sonucu |
|------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Düşük | $\beta = 3.1, (P_f \approx 10^{-3})$ | $\beta = 3.3, (P_f \approx 10^{-4})$ | $\beta = 3.7, (P_f \approx 10^{-4})$ |
| Orta | $\beta = 3.7, (P_f \approx 10^{-4})$ | $\beta = 4.2, (P_f \approx 10^{-5})$ | $\beta = 4.4, (P_f \approx 10^{-5})$ |
| Yüksek | $\beta = 4.2, (P_f \approx 10^{-5})$ | $\beta = 4.4, (P_f \approx 10^{-5})$ | $\beta = 4.7, (P_f \approx 10^{-6})$ |

Günümüzde, rüzgar türbinlerine ait veriler rüzgar türbini sistemini bir bütün olarak hesaba katmakta, farklı parçalar için kullanılan teknolojileri veya bu parçaların kullanım zamanı etkilerini göz önünde bulundurmamaktadır [27]. Literatürde, rüzgar türbinine ait topoloji bilgilerini ve rüzgar türbini parçalarının oluşturulması ile ilgili verileri içeren çalışmalar bulunmaktadır; ancak bu çalışmalarda güvenilirlik hesabı (zamana bağlı olan ve olmayan) göz önünde bulundurulmamıştır [28,29].

Zamana bağlı güvenilirlik verileri içeren çalışma sayısı fazla değildir. Zamana bağlı güvenilirlik verileri içeren çalışmalardan bazıları Almanya'daki Bilimsel Ölçme ve Değerlendirme Programı WMEP'in (*Scientific Measurement and Development Programme WMEP*) çalışmalarından elde edilmiştir [30], ayrıca Danimarka, Finlandiya ve İsveçte yapılan bazı çalışmalar da yayınlanmıştır [31,32]. Bu çalışmalardan elde edilen veriler, rüzgar türbinlerinin güvenilirlik hesabında kullanılmaktadır. Zamana bağlı güvenilirlik yaklaşımının haricinde, bazı çalışmalar hasara bağlı duraksama süresinin [32,33], buzlanmanın [34] ve rüzgar hızının [35] güvenilirlik üzerindeki etkileri üzerinde yoğunlaşmıştır.

Yapılan tez çalışmasında yatay eksenli bir rüzgar türbininin aerodinamik performans güvenilirliği üzerinde durulacaktır.

3. ÖRNEK PROBLEMLER

Uygun bir eşik değer seçim kriterinin belirlenebilmesi için sekiz adet örnek problem referans alınmıştır. Bu örnek problemler, birbirlerinden rassal değişken sayısı, doğrusalsızlık ve güvenilirlik dereceleri ve çarpıklık (*skewness*) açısından farklılık göstermektedir. Eşik değer seçim kriteri oluşturmak için kullanılan örnek problemlerin detayları bu bölümde özetlenmiştir. Örnek problemlerin güvenilirlik indisi değerleri 100 milyon örneklem ile yapılan Monte Carlo simülasyonu ile belirlenmiştir.

3.1. Branin-Hoo Fonksiyonu

Branin-Hoo fonksiyonunda, x_1 ve x_2 olmak üzere iki adet normal dağılıma sahip rassal değişken bulunmaktadır. Branin-Hoo fonksiyonundaki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri Çizelge 3.1'de verilmiştir.

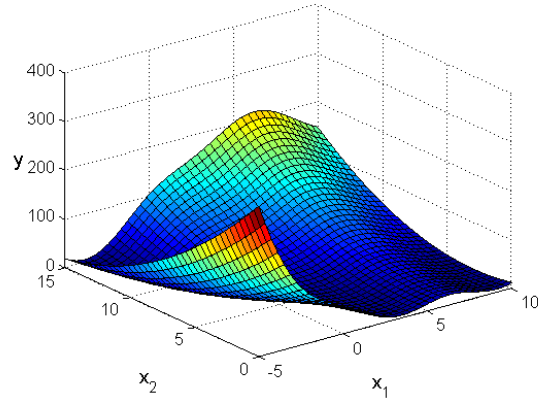
Çizelge 3.1. Branin-Hoo fonksiyonundaki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri

| Rassal Değişken | Ortalama | Standart Sapma |
|-----------------|----------|----------------|
| x_1 | 2.5 | 2.5 |
| x_2 | 7.5 | 2.5 |

Branin-Hoo fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$y(x_1, x_2) = \left(x_2 - \frac{5.1x_1^2}{4\pi^2} + \frac{5x_1}{\pi} - 6\right)^2 + 10 \left(1 - \frac{1}{8\pi}\right) \cos x_1 + 10 \quad (3.1)$$

$x_1 \in [-5,10]$ ve $x_2 \in [0,15]$ aralığındayken, Branin-Hoo fonksiyonu Şekil 3.1'deki hali alır:



Şekil 3.1. Branin-Hoo fonksiyonu

Bu problemin sınır durum fonksiyonu ise Denklem (3.2)'deki gibidir:

$$Y = y(x_1, x_2) - y_{kritic} \quad (3.2)$$

Güvenilirlik seviyesini ayarlamak için farklı y_{kritic} değerleri kullanılmıştır. Kullanılan farklı y_{kritic} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi (β) ve hasar olasılığı değerleri Çizelge 3.2'de özetlenmiştir.

Çizelge 3.2. Branin-Hoo fonksiyonundaki farklı y_{kritic} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri

| y_{kritic} | Güvenilirlik İndisi | Hasar Olasılığı |
|--------------|---------------------|-----------------------|
| 220 | 3.30 | 4.83×10^{-4} |
| 330 | 3.83 | 6.41×10^{-5} |
| 440 | 4.15 | 1.66×10^{-5} |
| 550 | 4.44 | 4.50×10^{-6} |

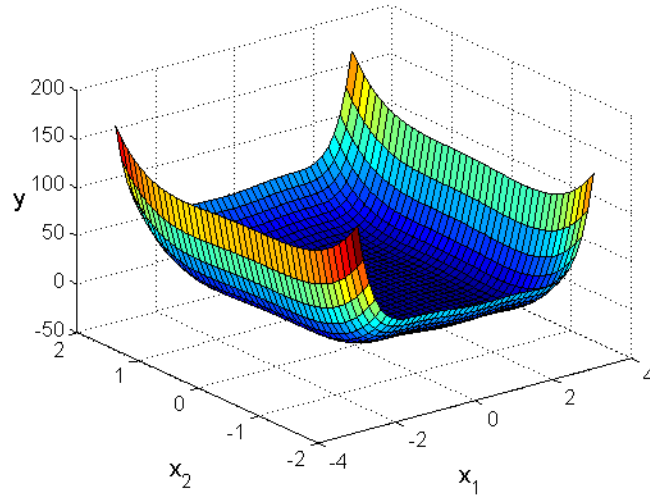
3.2. Camelback Fonksiyonu

Camelback fonksiyonunda, x_1 ve x_2 olmak üzere iki adet rassal değişken bulunmaktadır. Bu değişkenler standart normal dağılıma sahiptir; yani değişkenlerin ortalama değeri 0, standart sapma değeri ise 1'dir.

Camelback fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$y(x_1, x_2) = \left(4 - 2.1x_1^2 + \frac{x_1^4}{3}\right)x_1^2 + x_1x_2 + (-4 + 4x_2^2)x_2^2 \quad (3.3)$$

$x_1 \in [-4,4]$ ve $x_2 \in [-2,2]$ aralığındayken, Camelback fonksiyonu Şekil 3.2'deki hali alır:



Şekil 3.2. Camelback fonksiyonu

Bu problemin sınır durum fonksiyonu ise Denklem (3.4)'teki gibidir:

$$Y = y(x_1, x_2) - y_{kritik} \quad (3.4)$$

Güvenilirlik seviyesini ayarlamak için farklı y_{kritik} değerleri kullanılmıştır. Kullanılan farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri Çizelge 3.3'te özetlenmiştir.

Çizelge 3.3. Camelback fonksiyonundaki farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri

| y_{kritik} | Güvenilirlik İndisi | Hasar Olasılığı |
|--------------|---------------------|-----------------------|
| 400 | 2.95 | 0.0016 |
| 800 | 3.52 | 2.16×10^{-4} |
| 1400 | 4.00 | 3.17×10^{-5} |

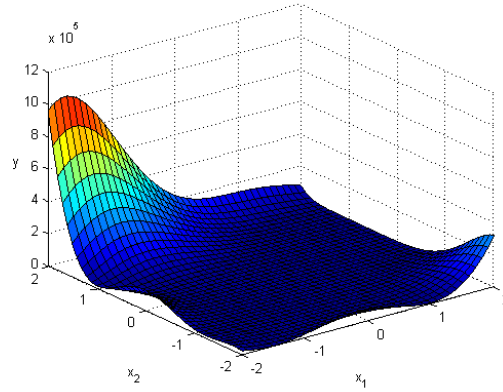
3.3. Goldstein-Price Fonksiyonu

Goldstein-Price fonksiyonunda, x_1 ve x_2 olmak üzere iki adet rassal değişken bulunmaktadır. Bu değişkenler standart normal dağılıma sahiptir.

Goldstein-Price fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$y(x_1, x_2) = [1 + (x_1 + x_2 + 1)^2(19 - 14x_1 + 3x_1^2 - 14x_2 + 6x_1x_2 + 3x_2^2)] \times [30 + (2x_1 - 3x_2)^2(18 - 32x_1 + 12x_1^2 + 48x_2 - 36x_1x_2 + 27x_2^2)] \quad (3.5)$$

$x_1 \in [-2, 2]$ ve $x_2 \in [-2, 2]$ aralığındayken, Goldstein-Price fonksiyonu Şekil 3.3'teki hali alır:



Şekil 3.3. Goldstein-Price fonksiyonu

Bu problemin sınır durum fonksiyonu ise Denklem (3.6)'daki gibidir:

$$Y = y(x_1, x_2) - y_{kritik} \quad (3.6)$$

Güvenilirlik seviyesini ayarlamak için farklı y_{kritik} değerleri kullanılmıştır. Kullanılan farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri Çizelge 3.4'te özetlenmiştir.

Çizelge 3.4. Goldstein-Price fonksiyonundaki farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri

| y_{kritik} | Güvenilirlik İndisi | Hasar Olasılığı |
|-----------------|---------------------|-----------------------|
| 3×10^6 | 2.74 | 0.0031 |
| 1×10^7 | 3.25 | 5.77×10^{-4} |
| 3×10^7 | 3.75 | 8.84×10^{-5} |
| 8×10^7 | 4.25 | 1.07×10^{-5} |

3.4. Sinüs Fonksiyonu

Sinüs fonksiyonunda, x_1 ve x_2 olmak üzere iki adet normal dağılıma sahip rassal değişken bulunmaktadır. Sinüs fonksiyonundaki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri Çizelge 3.5'te verilmiştir.

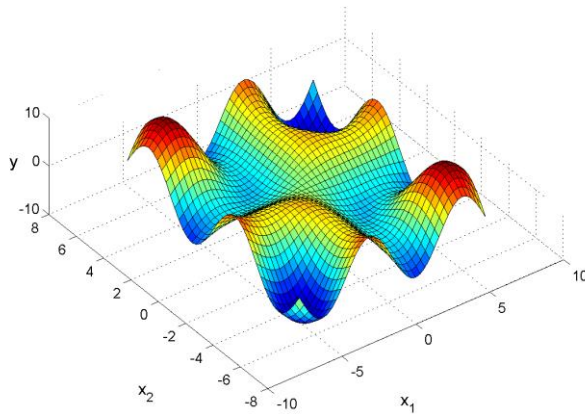
Çizelge 3.5. Sinüs fonksiyonundaki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri

| Rassal Değişken | Ortalama | Standart Sapma |
|-----------------|----------|----------------|
| x_1 | 1 | 3 |
| x_2 | 1 | 3 |

Sinüs fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$y(x_1, x_2) = x_1 \sin(x_2) + x_2 \sin(x_1) \quad (3.7)$$

$x_1 \in [-10,10]$ ve $x_2 \in [-8,8]$ aralığındayken, Sinüs fonksiyonu Şekil 3.4'teki hali alır:



Şekil 3.4. Sinüs fonksiyonu

Bu problemin sınır durum fonksiyonu ise Denklem (3.8)'deki gibidir:

$$Y = y(x_1, x_2) - y_{kritik} \quad (3.8)$$

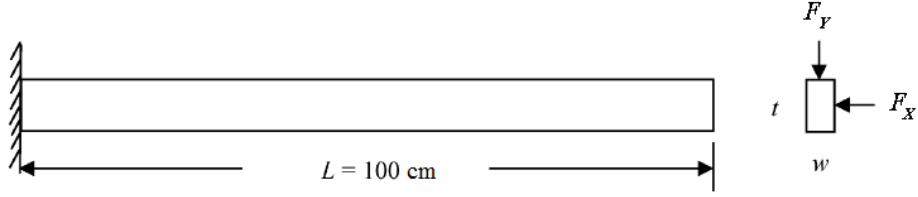
Güvenilirlik seviyesini ayarlamak için farklı y_{kritik} değerleri kullanılmıştır. Kullanılan farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri Çizelge 3.6'da özetlenmiştir.

Çizelge 3.6. Sinüs fonksiyonundaki farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri

| y_{kritik} | Güvenilirlik İndisi | Hasar Olasılığı |
|--------------|---------------------|-----------------------|
| 9.0 | 2.53 | 0.0057 |
| 12.5 | 3.39 | 3.49×10^{-4} |
| 15.5 | 4.01 | 3.04×10^{-5} |

3.5. Wu'nun Ankastre Kiriş Problemi [36]

Ankastre kiriş problemi, Wu vd. tarafından oluşturulmuştur [36]. Şekil 3.5'te gösterilen ankastre kirişin iki tane olası hasar türü bulunmaktadır. Bunlar gerilmeye bağlı hasar ve aşırı yer değişimine bağlı hasar olarak sıralanabilir. Kirişin minimum ağırlığı kirişin genişliği, w , ve kalınlığı, t , değiştirilerek sağlanır. Problemin rassal değişkenleri; uygulanan yükler olan F_X ve F_Y , elastik modül E ve akma dayanımı R 'dir. Tüm rassal değişkenler normal dağılıma sahiptir. Kirişin genişliği, w , ve kalınlığı, t ise deterministik olarak alınmıştır.



Şekil 3.5. Ankastre kiriş problemindeki kirişin geometrisi ve yükleme durumu

Ankastre kiriş problemindeki rassal değişkenlerin ortalama değerleri ve varyasyon katsayısı (*coefficient of variation*) değerleri Çizelge 3.7'de verilmiştir. Varyasyon katsayısı, rassal değişkenin standart sapma değerinin ortalama değerine oranıdır.

Çizelge 3.7. Ankastre kiriş problemindeki rassal değişkenlerin ortalama ve varyasyon katsayısı değerleri

| Rassal Değişken | Ortalama | Varyasyon Katsayısı |
|-----------------|----------|---------------------|
| F_X (N) | 500 | 0.20 |
| F_Y (N) | 1000 | 0.10 |
| E (MPa) | 2900 | 0.05 |
| R (MPa) | 400 | 0.05 |

Ankastre kiriş problemindeki gerilme ve yer değiştirme durumları için sınır durum fonksiyonları sırasıyla Denklem (3.9) ve (3.10)'da verilmiştir:

$$Y_{gerilme} = R - \left(\frac{6L}{wt^2} F_Y + \frac{6L}{w^2t} F_X \right) \quad (3.9)$$

$$Y_{yer\ de\u0131\u0131stirme} = D_0 - \frac{4L^3}{Ewt} \sqrt{\left(\frac{F_Y}{t^2} \right)^2 + \left(\frac{F_X}{w^2} \right)^2} \quad (3.10)$$

L değeri 100 cm, kritik yer değiştirmeyi belirten D_0 değeri ise 2.2535 cm olacak şekilde deterministik değerler olarak kullanılmıştır.

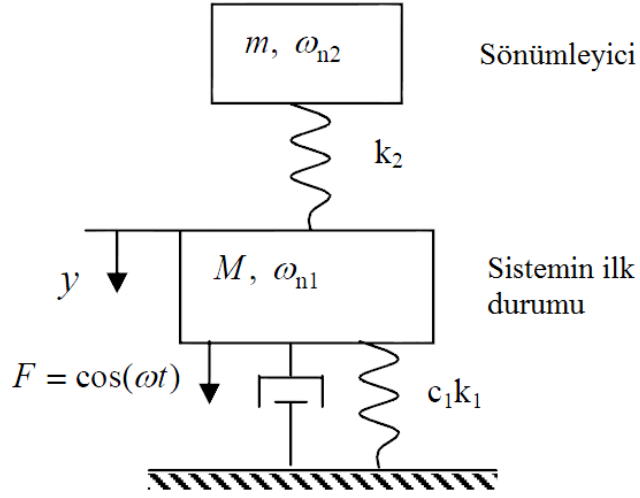
Güvenilirlik seviyesinin minimum ağırlık için ayarlanmasında farklı geometrik değerler (w ve t değerleri) kullanılmıştır. Her iki hasar türü için çeşitli genişlik ve kalınlık değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri Çizelge 3.8'de verilmiştir.

Çizelge 3.8. Wu'nun ankastre kiriş probleminde, her iki hasar türü için çeşitli genişlik ve kalınlık değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri

| Genişlik (w) | Kalınlık (t) | Gerilme Güvenilirlik İndisi | Yer Değiştirme Güvenilirlik İndisi | Gerilme Hasar Olasılığı | Yer Değiştirme Hasar Olasılığı |
|---------------------|---------------------|-----------------------------------|---|-------------------------------|--------------------------------------|
| 2.4494 | 3.8884 | 3.01 | 3.01 | 0.0013 | 0.0013 |
| 2.5135 | 3.9136 | 3.50 | 3.65 | 2.33×10^{-4} | 1.31×10^{-4} |
| 2.5786 | 9.9400 | 4.00 | 4.34 | 3.17×10^{-5} | 7.12×10^{-6} |

3.6. Ayarlanmış Titreşim Sönümleyici Problemi

Ayarlanmış titreşim sönümleyici problemi Kim vd.'nin 2006'daki çalışmasından alınmıştır ve bu problemde dinamik bir titreşim sönümleyiciye sahip, tek serbestlik dereceli bir sönümlü sistem göz önünde bulundurulmuştur [10]. Bu sistem Şekil 3.6'da gösterilmektedir. Bu problemde, sistem ilk halinden harmonik bir kuvvet tarafından uyarılır ve sistemdeki titreşim bir sönümleyici tarafından azaltılır. Sistemdeki titreşimin genliği bazı parametrelere bağlıdır. Bu parametreler; R (sönümleyici kütesinin toplam sistem kütesine oranı; $R = m/M$), sistemin sönümleme katsayısı ζ , orijinal sistemin doğal frekansının uyarma frekansına olan oranı b_1 ($b_1 = \omega_{n1}/\omega$) ve sönümleyicinin doğal frekansının uyarma frekansına olan oranı b_2 ($b_2 = \omega_{n2}/\omega$) olarak sıralanabilir.



Şekil 3.6. Ayarlanmış titreşim sönümleyicisi

Ayarlanmış titreşim sönümleyici probleminde b_1 ve b_2 olmak üzere iki adet rassal değişken bulunmaktadır. R ve ζ ise deterministik değerler olarak alınmıştır ve her iki deterministik değer de 0.01'dir. b_1 ve b_2 rassal değişkenlerinin ortalama ve standart sapma değerleri Çizelge 3.9'da özetlenmiştir.

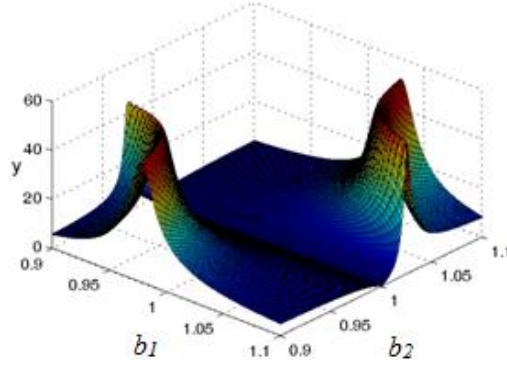
Çizelge 3.9. Ayarlanmış titreşim sönümleyici problemindeki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri

| Rassal Değişken | Ortalama | Standart Sapma |
|-----------------|----------|----------------|
| b_1 | 1 | 0.025 |
| b_2 | 1 | 0.025 |

Ayarlanmış titreşim sönümleyici probleminin fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$y(b_1, b_2) = \frac{\left|1 - \left(\frac{1}{b_2}\right)^2\right|}{\sqrt{\left[1 - R\left(\frac{1}{b_1}\right)^2 - \left(\frac{1}{b_1}\right)^2 - \left(\frac{1}{b_2}\right)^2 + \left(\frac{1}{b_1 b_2}\right)^2\right]^2 + 4\zeta^2 \left[\frac{1}{b_1} - \frac{1}{b_1 b_2^2}\right]^2}} \quad (3.11)$$

Denklem (3.11) kullanılarak bulunan $y(b_1, b_2)$, yarı statik (*quasi static*) sistem cevabının genliği kullanılarak normalize edilmiş sistem genliğini belirtmektedir. $b_1 \in [0.9,1.1]$ ve $b_2 \in [0.9,1.1]$ aralığındayken, normalize edilmiş sistem genliği aşağıdaki şekli alır:



Şekil 3.7. Titreşim sönümleyicinin normalize edilmiş genliği

Bu problemin sınır durum fonksiyonu ise Denklem (3.12)'deki gibidir:

$$Y = y(b_1, b_2) - y_{kritisik} \quad (3.12)$$

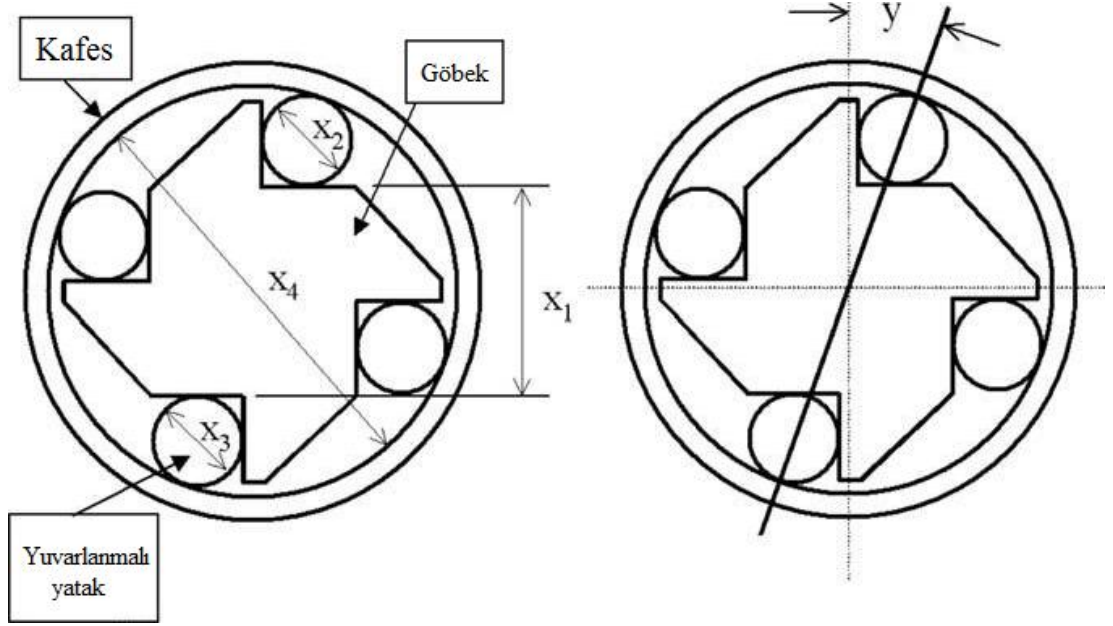
Güvenilirlik seviyesini ayarlamak için farklı $y_{kritisik}$ değerleri kullanılmıştır. Kullanılan farklı $y_{kritisik}$ değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri Çizelge 3.10'da özetlenmiştir.

Çizelge 3.10. Ayarlanmış titreşim sönümleyici probleminde farklı $y_{kritisik}$ değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri

| $y_{kritisik}$ | Güvenilirlik İndisi | Hasar Olasılığı |
|----------------|---------------------|-----------------------|
| 27 | 2.29 | 0.0110 |
| 48 | 3.03 | 0.0012 |
| 53 | 3.86 | 5.67×10^{-4} |

3.7. Fortini'nin Kavrama Problemi

Lee ve Kwak'ın yaptıkları çalışmadan alınan, Şekil 3.8'de verilmiş serbest tekerlek kavraması, Fortini kavraması olarak bilinir [37].



Şekil 3.8. Fortini'nin kavrama probleminde kullanılan kavrama montajı [37]

Fortini'nin kavrama probleminde x_1 , x_2 , x_3 ve x_4 olmak üzere dört adet rassal değişken bulunmaktadır ve bu rassal değişkenlerin hepsi kavrama üzerinde Şekil 3.8'de belirtilen uzunlukları temsil etmektedir. Tüm rassal değişkenler normal dağılıma sahiptir. Fortini'nin kavrama problemindeki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri Çizelge 3.11'de verilmiştir.

Çizelge 3.11. Fortini'nin kavrama problemindeki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri

| Rassal Değişken | Ortalama | Standart Sapma |
|-----------------|----------|----------------|
| x_1 | 55.29 | 0.0793 |
| x_2 | 22.86 | 0.0043 |
| x_3 | 22.86 | 0.0043 |
| x_4 | 101.60 | 0.0793 |

Temas açısı y , tüm geometrik değişkenlere bağlıdır (x_1, x_2, x_3 ve x_4) ve aşağıdaki eşitlik kullanılarak bulunur:

$$y(x_1, x_2, x_3, x_4) = \arccos \left[\frac{x_1 + 0.5(x_2 + x_3)}{x_4 - 0.5(x_2 + x_3)} \right] \quad (3.13)$$

Bu problemin sınır durum fonksiyonu ise Denklem (3.14)'teki gibidir:

$$Y = y(x_1, x_2, x_3, x_4) - y_{kritik} \quad (3.14)$$

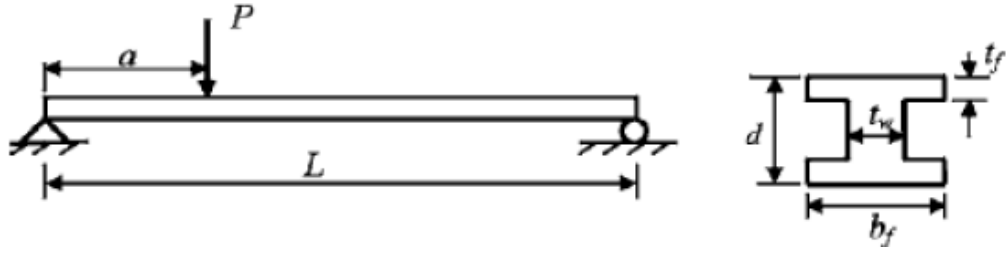
Güvenilirlik seviyesini ayarlamak için farklı y_{kritik} değerleri kullanılmıştır. Kullanılan farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri Çizelge 3.12'de özetlenmiştir.

Çizelge 3.12. Fortini'nin kavrama probleminde farklı y_{kritik} değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri

| y_{kritik} | Güvenilirlik İndisi | Hasar Olasılığı |
|--------------|---------------------|-----------------------|
| 4.5 | 3.10 | 9.68×10^{-4} |
| 4.0 | 3.55 | 1.93×10^{-4} |
| 3.5 | 3.94 | 4.07×10^{-5} |

3.8. Basit Mesnetli I-Kiriş Tasarım Problemi

Huang ve Du'nun çalışmasından alınan örnek problemde, noktasal yükleme altındaki basit mesnetli bir I-kiriş tasarım problemi ele alınmıştır [38]. Problemde kullanılan kiriş Şekil 3.9'da gösterildiği gibidir.



Şekil 3.9. Kiriş üzerindeki yükleme ve kiriş kesiti [38]

Bu problemde sekiz adet rassal değişken bulunmaktadır ve bu rassal değişkenlerin hepsi normal dağılıma sahiptir. Basit mesnetli I-kiriş dizayn problemindeki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri Çizelge 3.13'te verilmiştir.

Çizelge 3.13. Basit mesnetli I-kiriş tasarım problemindeki rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri

| Rassal Değişken | Ortalama | Standart Sapma |
|-----------------|----------|----------------|
| P | 6070 | 200 |
| L | 120 | 6 |
| a | 72 | 6 |
| S | 170000 | 4760 |
| d | 2.3 | 1/24 |
| b_f | 2.3 | 1/24 |
| t_w | 0.16 | 1/48 |
| t_f | 0.26 | 1/48 |

Kiriş etkiyen kuvvetin etkisi, eğilmeye göre hesaplanan maksimum normal gerilme cinsinden aşağıdaki eşitlik kullanılarak elde edilir:

$$\sigma_{maksimum} = \frac{Pa(L-a)d}{2LI} \quad (3.15)$$

Bu eşitlikteki I , kesitin eylemsizlik momentini göstermektedir ve aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$I = \frac{b_f d^3 - (b_f - t_w)(d - 2t_f)^3}{12} \quad (3.16)$$

Basit mesnetli I-kiriş tasarım problemi için sınır durum fonksiyonu maksimum normal gerilme ile mukavemet, S , değerinin farkı alınarak hesaplanır:

$$Y = \sigma_{maksimum} - S \quad (3.17)$$

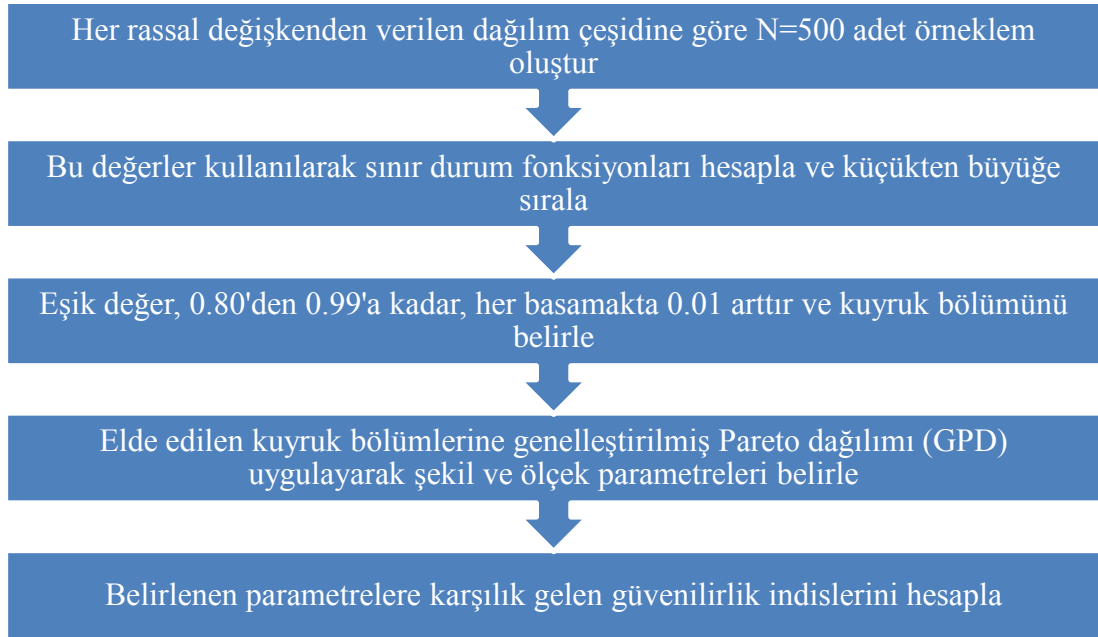
Güvenilirlik seviyesini ayarlamak için farklı S değerleri kullanılmıştır. Kullanılan farklı S değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri Çizelge 3.14'te özetlenmiştir.

Çizelge 3.14. Basit mesnetli I-kiriş dizayn probleminde farklı S değerlerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı değerleri

| S | Güvenilirlik İndisi | Hasar Olasılığı |
|-------|---------------------|-----------------------|
| 30000 | 2.76 | 0.0029 |
| 40000 | 3.26 | 5.57×10^{-4} |
| 50000 | 3.73 | 9.57×10^{-5} |

4. ÖRNEK PROBLEMLERDEN ELDE EDİLEN BULGULAR

Bir eşik değer seçim kriteri belirleyebilmek için Bölüm 3'te detaylıca açıklanan tüm örnek problemlere kuyruk olasılığı modelleme yöntemi uygulanmıştır. Örnek problemlere uygulanan kuyruk olasılığı modelleme yöntemi prosedürü Şekil 4.1'de gösterilmiştir.



Şekil 4.1. Örnek problemlere uygulanan kuyruk olasılığı modelleme yöntemi prosedürü

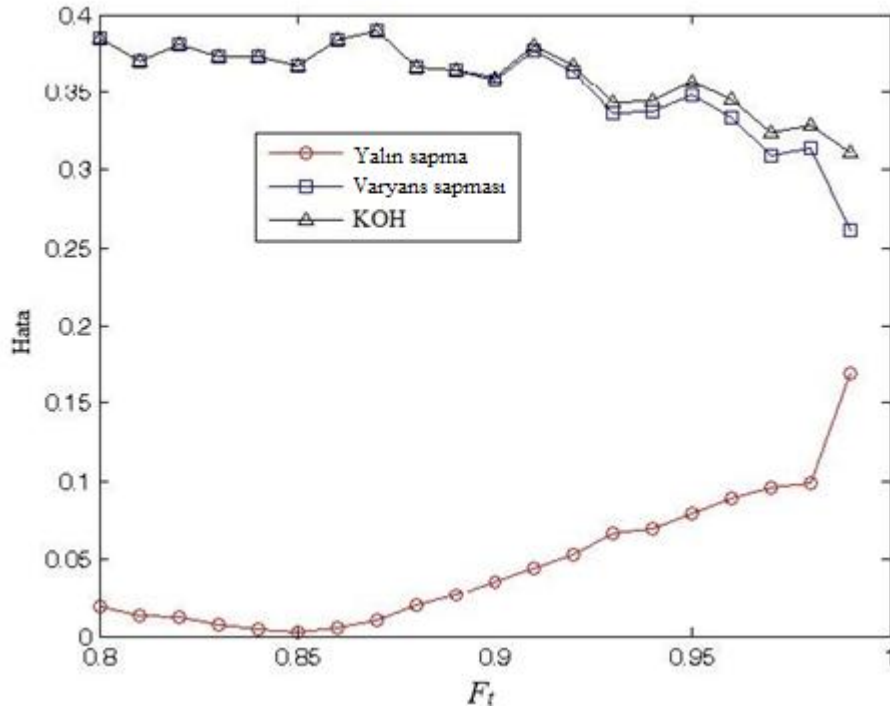
Yukarıda belirtilen yöntem her örnek problemin için 1000 kez tekrarlanmış ve elde edilen güvenilirlik indisi tahminleri için karesel ortalama hata, KOH, (*root mean square error*) hesaplanmıştır. Bu hata türünün seçilmesinin sebebi, verilerin hem gerçek değerden olan sapmalarının yani yalın sapmanın (*bias*) etkisini hem de verilerin birbirleri arasındaki sapmalarının yani varyans sapmasının (*variance*) etkisini içeriyor olmasıdır. Kuyruk olasılığı modelleme yönteminin örnek problemlere uygulanmasında son olarak en küçük karesel ortalama hatayı veren eşik değer belirlenmiştir.

KOH, Denklem (4.1)'deki gibi hesaplanır:

$$KOH = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (4.1)$$

Bu eşitlikte y_i , i . işlemde x değerine göre elde edilen değeri, \hat{y}_i ise tahmin değerini belirtmektedir.

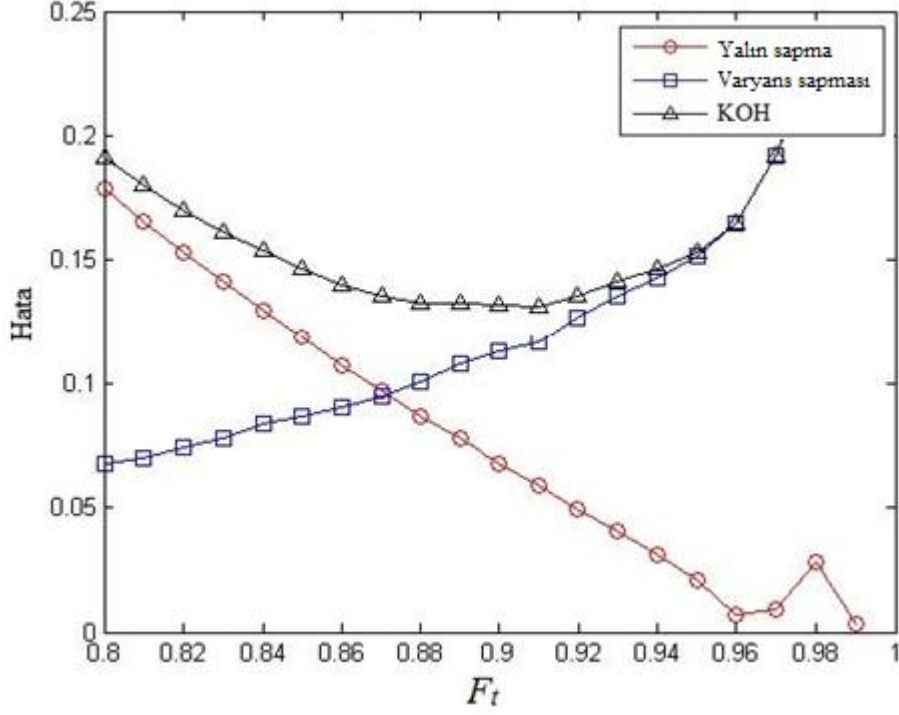
Şekil 4.2'deki grafikte Branin-Hoo fonksiyonunda, $y_{kritik} = 220$ iken yalın sapmanın, varyans sapmasının ve ikisinin de etkisini bünyesinde barındıran karesel ortalama hatanın eşik değere göre değişimi gösterilmektedir.



Şekil 4.2. Branin-Hoo fonksiyonunda, $y_{kritik} = 220$ iken yalın sapma, varyans sapması ve karesel ortalama hatanın eşik değere göre değişimi

Yukarıdaki şekilde görülebileceği üzere yalın sapmayı minimum yapan eşik değer $F_t = 0.85$ iken varyans sapmasını minimum yapan eşik değer $F_t = 0.99$ olarak belirlenmiştir. Karesel ortalama hatanın da minimum olduğu değer $F_t = 0.99$ 'dur.

Şekil 4.3'teki grafikte ise Camelback fonksiyonunda, $y_{kritik} = 400$ iken yalın sapmanın, varyans sapmasının ve ikisinin de etkisini bünyesinde barındıran karesel ortalama hatanın eşik değere göre değişimi gösterilmektedir.



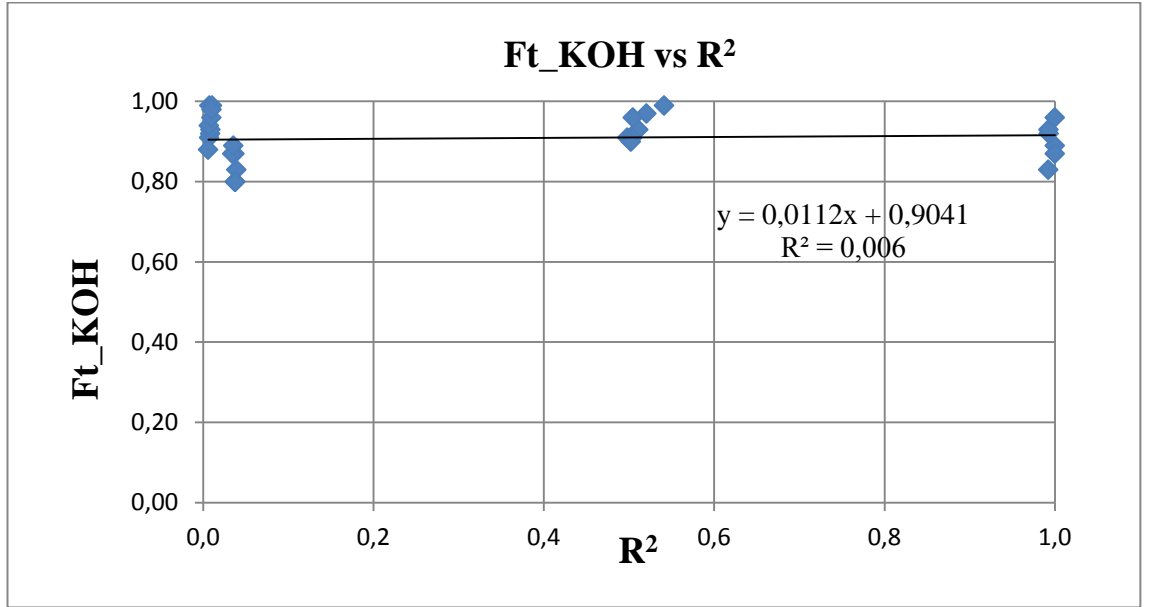
Şekil 4.3. Camelback fonksiyonunda, $y_{kritik} = 400$ iken yalın sapma, varyans sapması ve karesel ortalama hatanın eşik değere göre değişimi

Yukarıdaki şekilde görülebileceği üzere, Branin-Hoo fonksiyonundan elde edilen değerlerden farklı olarak, yalın sapmayı minimum yapan eşik değeri $F_t = 0.99$ iken varyans sapmasını minimum yapan eşik değeri $F_t = 0.80$ olarak belirlenmiştir. Karesel ortalama hatanın da minimum olduğu değeri $F_t = 0.91$ 'dir.

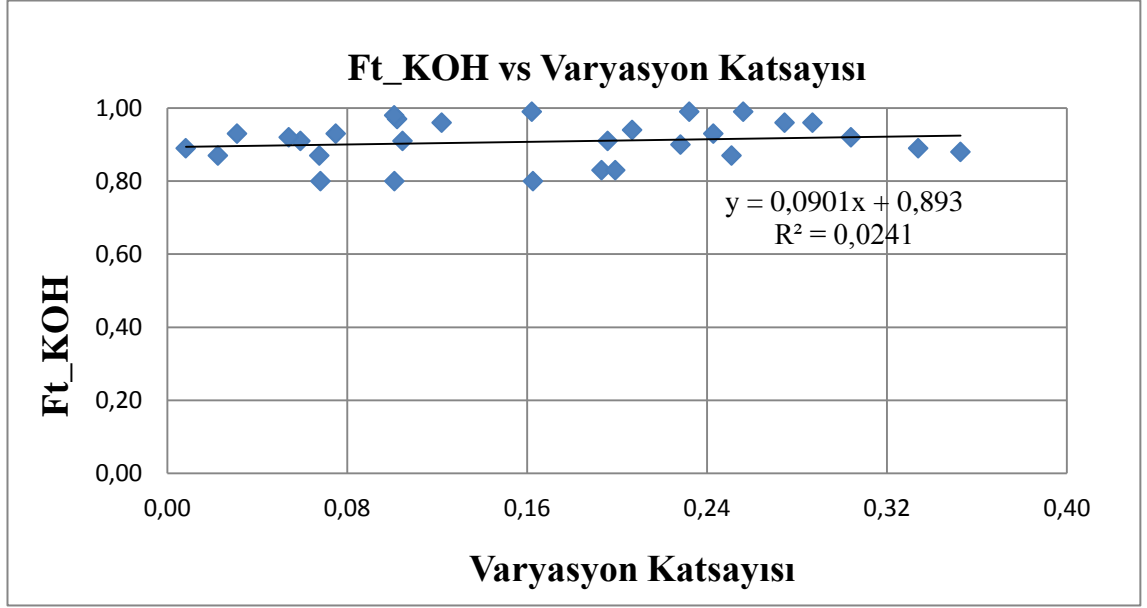
Branin-Hoo fonksiyonunda $y_{kritik} = 220$ iken ve Camelback fonksiyonunda $y_{kritik} = 400$ iken yapılan analizler, tüm örnek problemler için aynı şekilde uygulanmış ve karesel ortalama hatayı minimum yapan eşik değeri belirlenmiştir.

4.1. Uygun Eşik Değerin Belirlenmesi

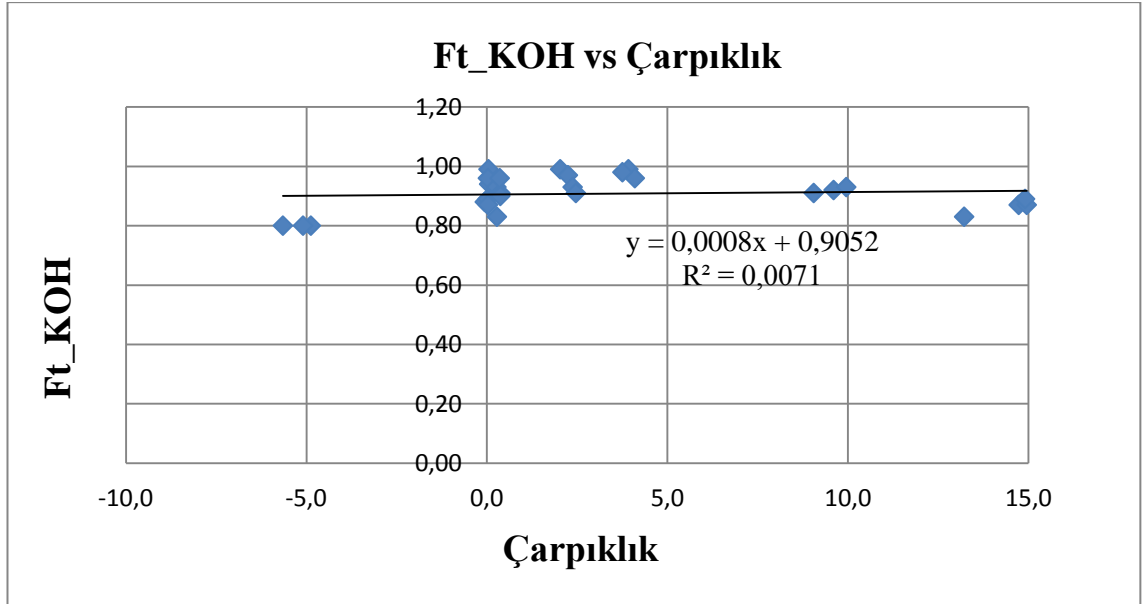
Tüm örnek problemler için belirleme katsayısı, R^2 , (*coefficient of determination*), varyasyon katsayısı (*coefficient of variation*) ve çarpıklık (*skewness*) değerleri hesaplanmıştır. Hesaplanan bu değerlerin karesel ortalama hatayı minimum yapan eşik değere göre değişimleri elde edilmiştir. Şekil 4.4, Şekil 4.5 ve Şekil 4.6 sırasıyla minimum eşik değeri veren karesel ortalama hatanın belirleme katsayısı, varyasyon katsayısı ve çarpıklık değerleri ile ilişkisini göstermektedir.



Şekil 4.4. Minimum eşik değeri veren karesel ortalama hatanın belirleme katsayısı ile ilişkisi



Şekil 4.5. Minimum eşik değeri veren karesel ortalama hatanın varyasyon katsayısı ile ilişkisi



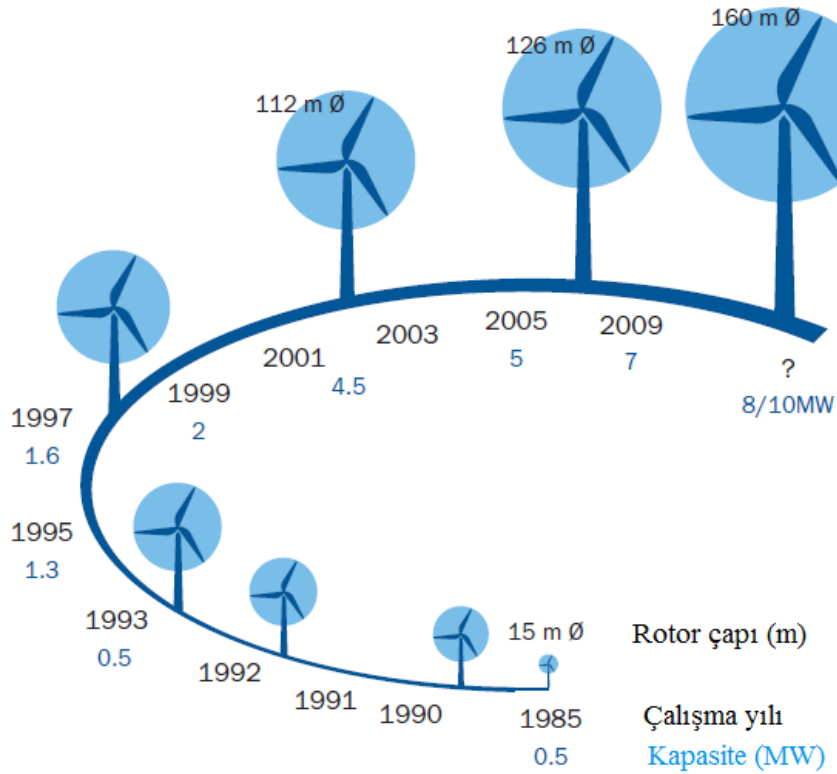
Şekil 4.6. Minimum eşik değeri veren karesel ortalama hatanın çarpıklık ile ilişkisi

Minimum eşik değeri veren karesel ortalama hatanın belirleme katsayısı, varyasyon katsayısı ve çarpıklık ile ilişkisi incelendiğinde, bu ilişkinin oldukça karmaşık ve lineerlikten uzak olduğu görülmektedir. Bölüm 3'te açıklanan tüm örnek problemler kullanılarak elde edilen sonuçlara göre, $N = 500$ tane rassal değişken örnekleme kullanıldığında, eşik değerin $F_t = 0.90$ olarak seçilmesi uygundur.

5. YATAY EKSENLİ BİR RÜZGAR TÜRBİNİNİN KUYRUK OLASILIĞI MODELLEME YÖNTEMİ KULLANARAK GÜVENİLİRLİĞİNİN HESAPLANMASI

Rüzgar türbinleri rüzgar enerjisini elektrik enerjisine dönüştürmek için kullanılırlar. Rotasyon türüne göre dikey eksenli rüzgar türbinleri ve yatay eksenli rüzgar türbinleri olarak iki kategoride incelenebilirler. Günümüzde enerji üretiminde sıklıkla kullanılan rüzgar türbinleri yatay eksenli rüzgar türbinleridir [39].

Bir rüzgar türbininin kapasitesi türbinin çapına göre değişkenlik gösterir. Türbin çapı arttıkça, rüzgar türbininin kapasitesi de yükselir. Yıllara göre rüzgar türbinlerinin çap ve kapasitelerine göre gelişimi Şekil 5.1'de gösterilmiştir.



Şekil 5.1. Yıllara göre rüzgar türbinlerinin çap ve kapasitelerine göre gelişimi [40]

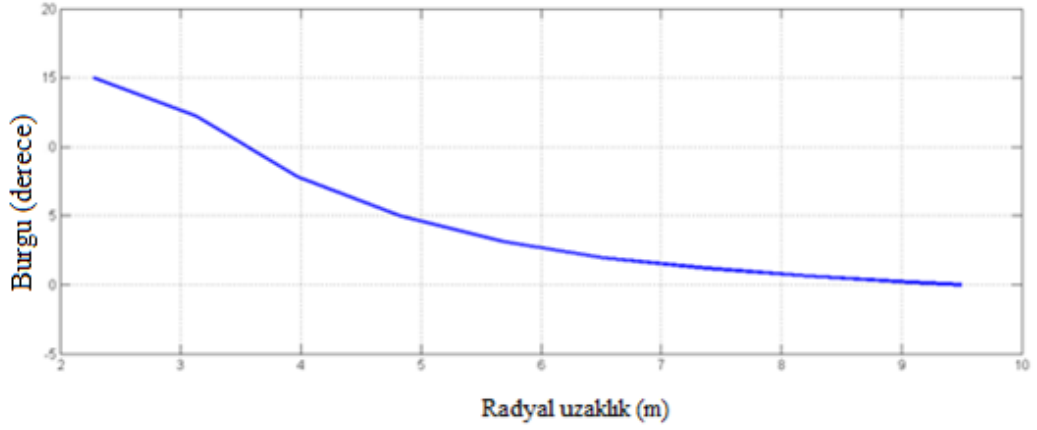
5.1. Kullanılan Rüzgar Türbininin Özellikleri

Bu bölümde bir Risoe rüzgar türbininin güvenilirlik tahmini incelenecektir. Bu inceleme sırasında Bölüm 4'te elde edilen sonuçlar kullanılmıştır.

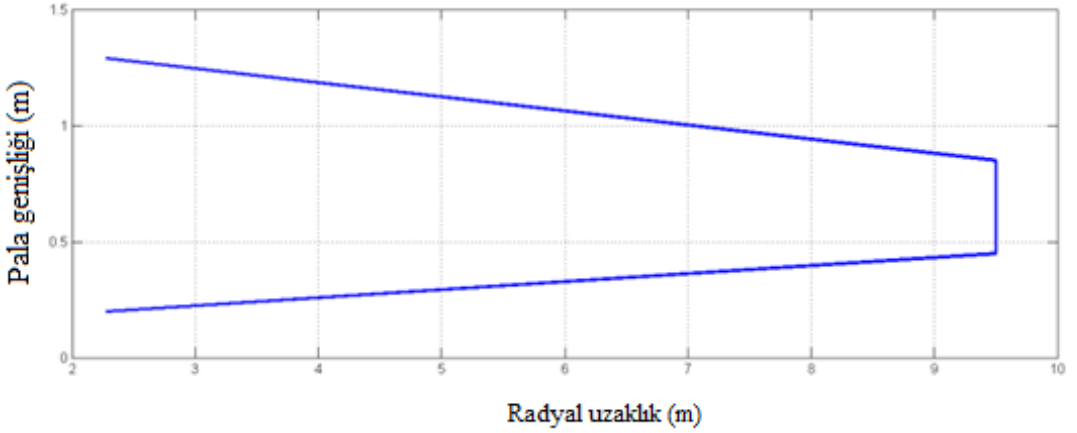
Risoe rüzgar türbini, alan testleri için kullanılmak üzere Danimarka Teknik Üniversitesi Sürdürülebilir Enerji Ulusal Laboratuvarı tarafından geliştirilen 100 kW'lık bir rüzgar türbinidir. Bu rüzgar türbininin seçilmesinin sebebi, içlerinde ABD Ulusal Yenilenebilir Enerji Laboratuvarı'nın (U.S. National Renewable Energy Laboratory - NREL) da bulunduğu birçok kaynaktan türbinin geometrik ve karakteristik özellikleri gibi, türbinle ilgili detaylı bilgi elde ediliyor olmasıdır. Risoe rüzgar türbininin geometrik özellikleri Çizelge 5.1'de özetlenmiştir. Risoe rüzgar türbini palaları burgulu (*twisted*) ve daraltılmış (*tapered*) olup, NACA 63-4xx serisi kanat profili (*airfoil*) kullanmaktadır. Burgu açısı ve inceleme değişimi ise sırasıyla Şekil 5.2 ve Şekil 5.3'te verilmiştir.

Çizelge 5.1. Risoe rüzgar türbininin geometrik özellikleri [41]

| | |
|---------------------------|--------------------|
| Pala Sayısı | 3 |
| Türbin Çapı | 19 m |
| Dönme Hızı | 47.5 rpm |
| Devreye Giren Rüzgar Hızı | 4 m/s |
| Kontrol Tipi | İrtifa |
| Anma Gücü | 100 kW |
| Kök Uzantısı | 2.3 m |
| Pala Ayar Açısı | 1.8 derece |
| Maksimum Burgu Açısı | 15 derece |
| Pala Kök Veter Uzunluğu | 1.09 m |
| Pala Uç Veter Uzunluğu | 0.45 m |
| Kanat Profili | NACA 63-4xx serisi |



Şekil 5.2. Risoe rüzgar türbini palalarının radyal uzaklık boyunca olan burgu açısı değişimi



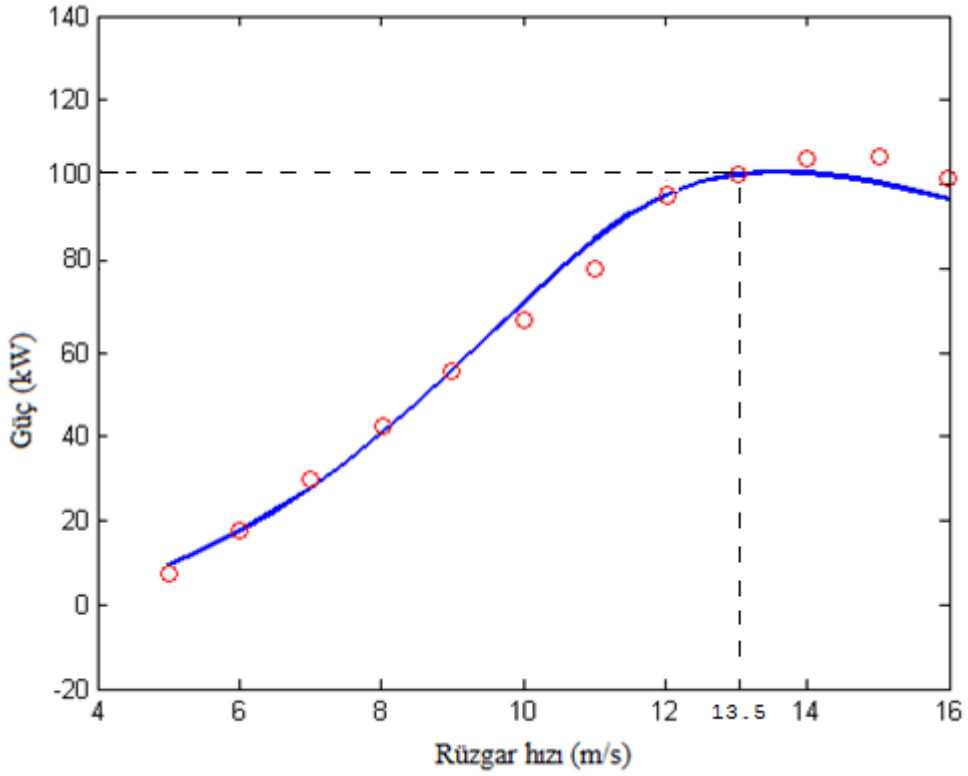
Şekil 5.3. Risoe rüzgar türbini palalarının radyal uzaklık boyunca olan incelik değişimi

Kullanılan uygulama probleminde, Risoe rüzgar türbini palalarının aerodinamik performansı dikkate alınmıştır. Rüzgar türbininin aerodinamik performansı, rüzgar hızı maksimum güç rüzgar (anma gücü) hızı olan 13.5 m/s'deyken rüzgar türbininin 100 kW üretebilmesiyle ölçülmüştür. Rüzgar türbininin ürettiği güç NREL'in geliştirdiği ücretsiz bir yazılım olan WT_Perf ile hesaplanmıştır. Bu yazılım pala elemanı momentum teorisini baz almaktadır.

Pala elemanı momentum teorisi (PEMT) rüzgar türbinlerinin aerodinamik performansını değerlendirmek için kullanılan en eski ve en yaygın yöntemlerden

biridir. PEMT pala elemanı teorisi ve momentum teorisinin bir bileşiminden oluşur [42]. Bu teori birçok varsayıma dayanmasına rağmen, düşük rüzgar hızları için kabul edilebilir sonuçlar vermektedir [41,43]. Pala elemanı momentum teorisi ayrıntılı olarak bir sonraki bölümde açıklanmıştır.

WT_Perf tahminleri ve Risoe rüzgar türbini test verileri karşılaştırılmış ve karşılaştırma sonuçları Şekil 5.4'te verilmiştir. Şekil 5.4'te görülebileceği üzere, WT_Perf'in performansı düşük hızlar için beklendiği gibi oldukça iyidir. Ayrıca maksimum güç rüzgar hızı olan 13.5 m/s için, WT_Perf performansının da kabul edilebilir olduğu gözlemlenmiştir.

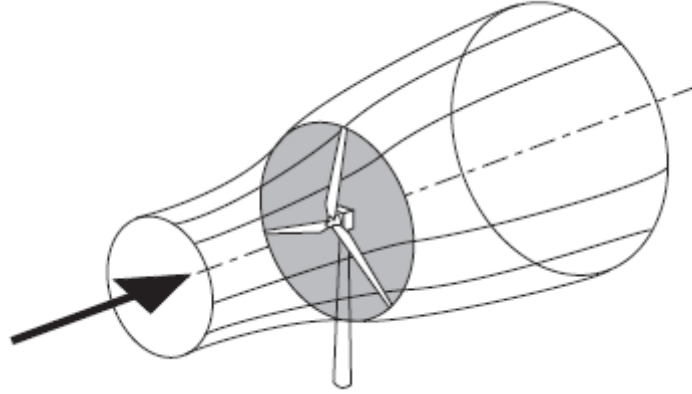


Şekil 5.4. WT_Perf tahminleri ve Risoe rüzgar türbini test verileri karşılaştırma sonuçları

5.2. Pala Elemanı Momentum Teorisi

5.2.1. Giriş

Rüzgar türbinleri rüzgardan kinetik enerji elde etmek için kullanılır. Rüzgar türbininden geçen rüzgarın hızı kinetik enerjisi soğurulduğu için yavaşlar. Rüzgar türbini içerisindeki rüzgar kütleinin, rüzgar türbini dışındaki hızı azalmayan rüzgar kütleinden ayrıldığı varsayılır. Bu ayırım, yukarı ve aşağı akıntı yönünde uzanan dairesel kesite sahip uzun bir akış tüpü formundaki sınır yüzeyle yapılabilir (bkz. Şekil 5.5). Rüzgarın hızı, akış tüpünün içinde kinetik enerjisi soğurulduğu için yavaşlar. Akış tüpünün kesit alanı havanın kütle akış hızını tüpün her yerinde sabit tutabilmek için genişler [42].

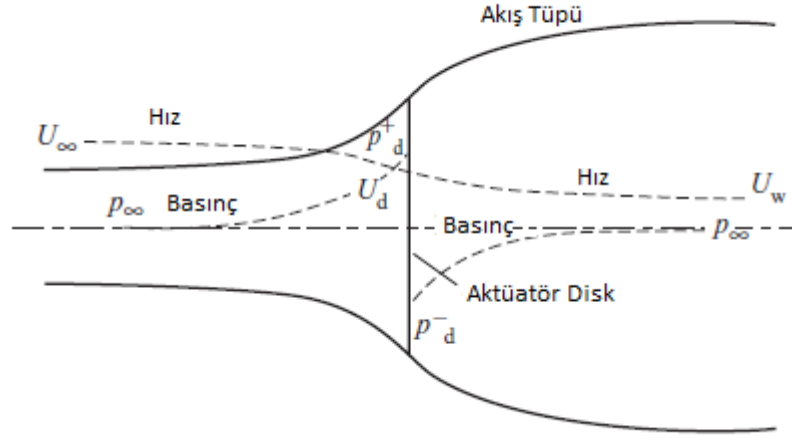


Şekil 5.5. Bir rüzgar türbininden oluşmuş akış tüpü [42]

Rüzgar türbininin kararlı hal durumu hesaplamaları için birçok yöntem türetilmiştir. Kararlı hal durumu için kullanılan klasik analiz, 1930'larda Betz ve Glauert tarafından geliştirilmiştir. Tüm bu yöntemlerde, dairesel kesite sahip bir rüzgar türbininin performansı, momentum teorisi ve pala elemanı teorisinin birleşimi olan şerit teorisi kullanılarak hesaplanmıştır. Tüm rüzgar türbini için olan hesaplamalar, integrasyonla veya her dairesel parçadan elde edilen sonucun toplanmasıyla elde edilmiştir [44].

5.2.2. Aktüatör Disk Konsepti (Bir Boyutlu Momentum Teorisi ve Betz Limiti)

Lineer momentum teorisine dayanan bir model kullanılarak; ideal bir rüzgar türbininin gücü, rüzgarın ideal rüzgar türbinine uyguladığı itki ve bölgesel rüzgar alanı üzerindeki türbin operasyonunun etkisi bulunabilir. Bu teoride kontrol hacmi olarak sınırlara ve iki adet kesit alanına sahip bir akış tüpü ele alınır. Rüzgar türbini Şekil 5.6'daki gibi, üniform bir aktüatör disk olarak temsil edilir.



Şekil 5.6. Aktüatör disk modeli [42]

Bu model lineer momentum teorisi ile temellendirildiği için bazı varsayımlar yapılmıştır. Akışkan akışının homojen, sıkıştırılamaz ve sabit olduğu kabul edilmiştir. Ayrıca yüzeysel sürüklenme kuvveti yok sayılmış ve itki kuvvetinin disk alanı boyunca sabit olduğu varsayılmıştır. Pala sayısının sonsuz olduğu ve girdabın dönmediği kabulleri yapılmıştır. Diskin uzak yukarı ve uzak aşağı bölümlerindeki statik basınç, örselenmemiş statik ortam basıncına eşit alınmıştır [44].

Disk yukarıdaki akış tüpü kesit alanı aktüatör diskin kesit alanından küçük ve diskin aşağıdaki akış tüpü kesit alanı aktüatör diskin kesit alanından büyüktür. Akış tüpü, her yerde aynı kütle akış hızını sağlayabilmek için genişler. Birim zamanda akış tüpünün belirli bir kesit alanından geçen hava kütlesi ρAU şeklinde

gösterilir. Burada ρ havanın yoğunluğunu, A kesit alanını ve U akış hızını temsil etmektedir. Akış tüpü boyunca kütle akış hızı aynı kalacağı için;

$$\rho A_{\infty} U_{\infty} = \rho A_d U_d = \rho A_w U_w \quad (5.1)$$

eşitliği kullanılabilir. Bu eşitlikte ∞ altsimgesi uzak yukarı bölgesindeki koşulları, d disk bölgesindeki koşulları ve w uzak girdap bölgesindeki koşulları temsil etmektedir.

Hava aktüatör diskin içerisinden geçtiğinde, hava basıncı atmosferik basıncın altına düşürdüğü için statik basınç düşer. Hava aşağı yönde düşük hız ve statik basınçla ilerler. Akışın bu bölgesine girdap bölgesi denir.

Aktüatör disk, akış tüpünün içerisindeki serbest akış hızı sebebiyle ortaya çıkan bir hız değişimine neden olur. Diskte akış doğrultusundaki net hız;

$$U_d = U_{\infty}(1 - a) \quad (5.2)$$

şeklinde ifade edilir. Burada a indüklenmiş hızın boyutsuzlaştırılmış formu olan eksenel indüksiyon faktörü veya içeriye akış faktörü olarak adlandırılır.

Aktüatör diskten geçen havanın hızı değişir. Hız değişiminden kaynaklanan momentum değişim oranı:

$$\text{Momentum değişim oranı} = (U_{\infty} - U_w)\rho A_d U_d \quad (5.3)$$

ile hesaplanır. Momentumdaki bu değişimi yaratan kuvvet, aktüatör disk etrafındaki basınç farkından kaynaklanmaktadır.

$$(p_d^+ - p_d^-) = (U_{\infty} - U_w)\rho A_d U_{\infty}(1 - a) \quad (5.4)$$

Bu basınç farkı, akışın yukarısı ve aşağısındaki hızlar için ayrı ayrı uygulanmış Bernoulli denklemi sayesinde elde edilmiştir. Aşağıdaki eşitlik bir birim hacim hava için elde edilmiştir.

$$U_w = (1 - 2a)U_\infty \quad (5.5)$$

Aktüatör disk bölgesinde havaya uygulanan kuvvet aşağıdaki gibi hesaplanır;

$$F = (p_d^+ - p_d^-)A_d = 2\rho A_d U_\infty^2 a(1 - a) \quad (5.6)$$

Havadan elde edilen güç;

$$P = FU_d = 2\rho A_d U_\infty^3 a(1 - a)^2 \quad (5.7)$$

şeklinde bulunur. C_p (güç katsayısı) elde edilen gücün kullanılabilir güce olan oranını verecek şekilde hesaplanır;

$$C_p = \frac{P}{\frac{1}{2}\rho U_\infty^3 A_d} = 4a(1 - a)^2 \quad (5.8)$$

Maksimum güç değeri, güç katsayısının maksimum değere ulaştığı zaman elde edilir ve aşağıdaki şekilde bulunur;

$$\frac{dC_p}{da} = 4(1 - a)(1 - 3a) = 0 \quad (5.9)$$

Buradan $a = \frac{1}{3}$ sonucuna ulaşılır ve maksimum güç katsayısı elde edilir;

$$C_{P_{max}} = \frac{16}{27} = 0.593 \quad (5.10)$$

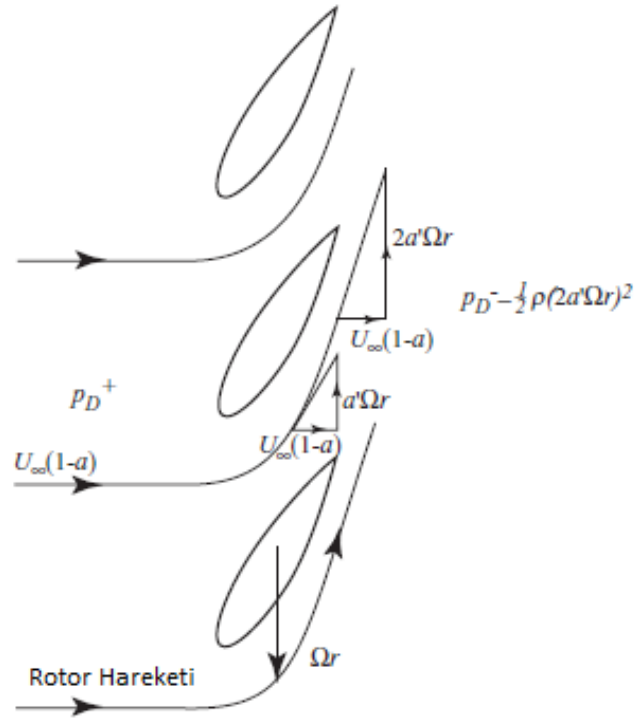
Maksimum güç katsayısı aynı zamanda Betz limiti olarak da bilinir. Maksimum güç katsayısı değeri bu limitin üzerinde iken bir rüzgar türbini tasarlamak mümkün değildir. Bu limit rüzgar türbininin tasarımından bağımsızdır.

5.2.3. Momentum Teorisi

Lineer momentum teorisi kullanılan bir önceki analizde, dönme hareketi ihmal edilmişti. Analiz, rotasyon durumundaki rüzgar türbini için genişletilebilir. Rüzgar türbininin rotasyonu açısız momentum yaratır ve ortaya çıkan açısız momentum türbin torku ile ilişkilendirilebilir.

Türbin diski üzerine tork uygulandığında, uygulanan torka eşit büyüklükte ve ters yönde bir tork ihtiyacı ortaya çıkar. Bu da havanın türbinin tersi yönünde dönmesi sonucunu doğurur. Hava açısız momentum kazanır ve türbin diskinin girdap bölümündeki hava parçacıklarının hem dönme yönüne teğet hem de aksenal serbest akış hızına paralel olacak şekilde hız bileşenleri bulunur (bkz. Şekil 5.7). Hızın teğetsel bileşeni kinetik enerjinin artmasına neden olur ve bu durum havanın statik basıncının düşmesi ile dengelenir.

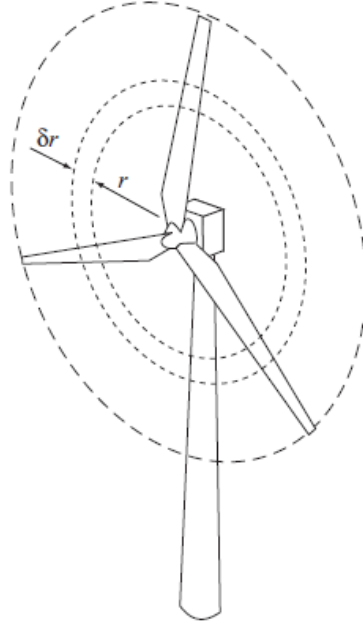
Aktüatör diske giren akış dönele bir harekete sahip değildir, aktüatör diskten çıkan akış ise akış girdap bölgesine ulaşınca kadar sabit bir dönele harekete sahiptir. Dönele hareketin transferi yalnızca diskin kalınlığı boyunca oluşur.



Şekil 5.7. Türbin diskinin arkasındaki teğetsel hız bileşeni [42]

Teğetsel hızın değişimini belirtmek için teğetsel indüksiyon faktörü a' kullanılır. Diskin yukarı akış yönündeki teğetsel hız değeri sıfırdır, diskin aşağı akış yönündeki teğetsel hız değerinin büyüklüğü ise $2\Omega r a'$ ile bulunur. Dönme ekseninden r kadar bir radyal uzaklıkta, disk kalınlığının orta noktasındaki indüklenmiş teğetsel hız $\Omega r a'$ şeklinde elde edilir. Teğetsel hız torca tepki olarak oluştuğu için türbin diskinin hareketine ters yöndedir.

Teğetsel hız da aksenal indüklenmiş hız da tüm radyal pozisyonlar için aynı değildir. Bu değişimi sağlamak için, türbin diskinden Şekil 5.8'de gösterildiği gibi yarıçapı r radyal kalınlığı δr olan dairesel bir halka dikkate alınır. Dairesel halka üzerine etkileyen torktaki artış teğetsel hız bileşeninin havaya etkimesinden sorumludur, dairesel halka üzerine etkileyen aksenal kuvvet ise aksenal hızın düşmesine neden olur. Disk birçok dairesel halkadan meydana gelmiştir. Tüm halkalar gerçekte dairelerden geçen havaya etkileyen momentum açısından birbirinden bağımsızdır.



Şekil 5.8. Yarıçapı r , radyal kalınlığı δr olan dairesel bir halka [42]

Halka üzerindeki tork, halkadan geçen havanın açısal momentumunun değişim oranına eşittir.

$$\begin{aligned}
 \text{Tork} &= \text{kütle akış hızı} \times \text{teğetsel hız değişimi} \times \text{yarıçap} \\
 \delta Q &= \rho \delta A_d U_\infty (1 - a) 2\Omega a' r^2
 \end{aligned} \tag{5.11}$$

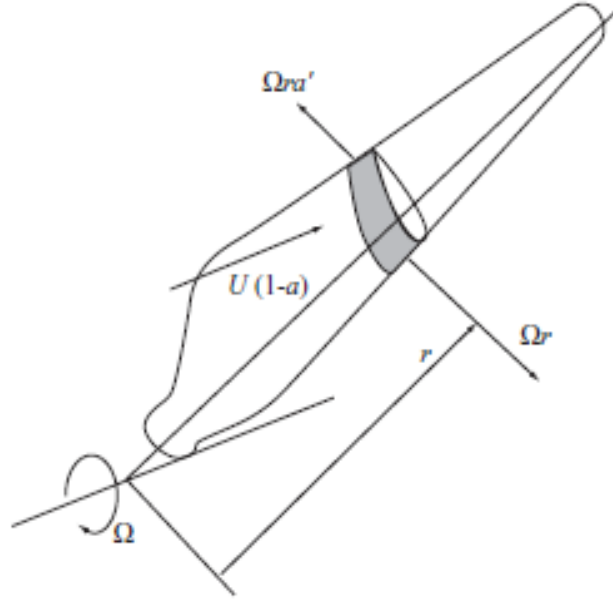
Burada δA_d dairesel halkanın alanını ifade etmektedir.

Türbin shaftı üzerine etkiyen tahrik torku δQ şeklinde gösterilir ve türbin shaftı güç çıktısı aşağıdaki gibi ifade edilir;

$$\delta P = \delta Q \cdot \Omega \tag{5.12}$$

5.2.4. Pala Elemanı Teorisi

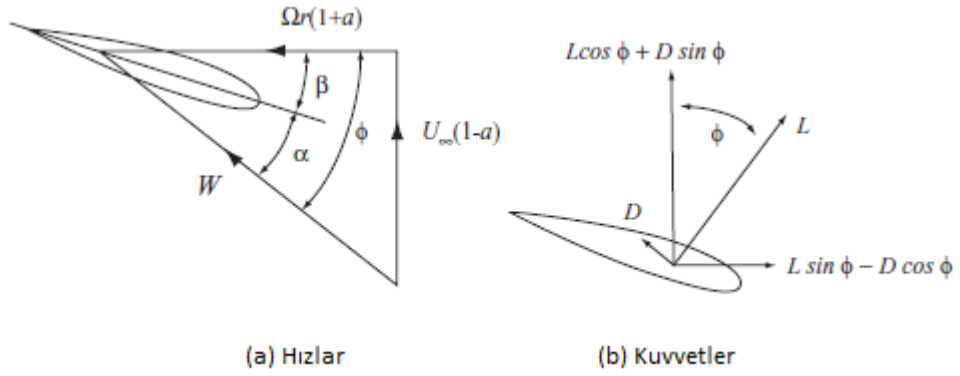
Rüzgar türbininin pala elemanları üzerine etkiyen kuvvetler, taşıma ve sürüklenme katsayıları ve hücum açısı cinsinden ifade edilebilir. Pala elemanı analizi için, kanadın birbirleri arasında aerodinamik bir ilişki olmayan N adet elemana bölüdüğü varsayılmıştır (bkz. Şekil 5.9). Pala elemanlarına etkiyen kuvvetin belirlenmesi için yalnızca pala elemanı profilinin taşıma ve sürüklenme özellikleri kullanılır.



Şekil 5.9. Pala elemanı konsepti [42]

Hücum açısı elemanın kesit düzlemine gelen bileşke hızları ile belirlenir ve pala açıklığı yönündeki hız bileşeni ihmal edilir. Hücum açısını belirlemede kullanılan pala elemanı üzerindeki radyal pozisyonda etkiyen hız bileşenlerini hesaplamak için; rüzgar hızı, akış faktörleri ve rüzgar türbininin açısal hızı kullanılır. Pala profili karakteristik katsayıları arasındaki varyasyon ve hücum açısı, verilen a ve a' değerleri için pala elemanları üzerine etkiyen kuvvetleri bulmak için kullanılır.

Rüzgar türbini pala elemanları üzerine etkiyen taşıma ve sürüklenme kuvvetleri bağıl rüzgar hızı yönüne dik ve paraleldir. N adet pala elemanından oluşan ve her biri R yarıçapına, c pala genişliğine, pala profili sıfır çizgisi ve disk düzlemi arasında ölçülen ayarlanmış β eğim açısına sahip bir türbin ele alınmıştır. Pala genişliği ve eğim açısı pala açıklığı boyunca değişebilir. Pala elemanları Ω büyüklüğündeki açısal hızda ve U_∞ büyüklüğündeki rüzgar hızında hareket eder. Pala elemanının teğetsel hızı Ωr ve girdabın teğetsel hızı $a' \Omega r$ bileşimi, pala elemanına uygulanan teğetsel akış hızının $(1+a')$ Ωr olduğunu gösterir (bkz. Şekil 5.10).



Şekil 5.10. Pala elemanı hız ve kuvvet bileşenleri [42]

Pala elemanına etkiyen bileşke bağıl hız aşağıdaki gibi gösterilir;

$$W = \sqrt{U_\infty^2(1-a)^2 + \Omega^2 r^2(1+a')^2} \quad (5.13)$$

Bu bağıl hız, dönme düzlemine ϕ büyüklüğünde bir açıda etkir;

$$\sin \phi = \frac{U_\infty(1-a)}{W} \quad ve \quad \cos \phi = \frac{\Omega r(1+a')}{W} \quad (5.14)$$

Hücum açısı (α) aşağıdaki gibi bulunur;

$$\alpha = \phi - \beta \quad (5.15)$$

Her pala elemanının pala açıklığı uzunluğu (δr) üzerine etkiyen ve bağıl hıza dik olan kaldırma kuvveti;

$$\delta L = \frac{1}{2} \rho W^2 c C_l \delta r \quad (5.16)$$

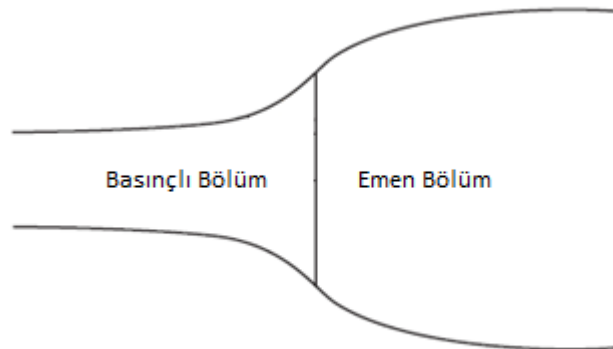
şeklinde bulunur. Burada C_l belirli bir hücum açısındaki ve akış özelliklerindeki taşıma katsayısını belirtmektedir. Her pala elemanının pala açıklığı uzunluğu δr üzerine etkiyen ve bağıl hıza paralel olan sürüklenme kuvveti ise;

$$\delta D = \frac{1}{2} \rho W^2 c C_d r \delta r \quad (5.17)$$

şeklinde bulunur. Bu eşitlikte kullanılan C_d ise sürüklenme katsayısını belirtmektedir.

5.2.5. Pala Ucu Kaybı Düzeltmesi

Pala elemanının emen tarafındaki (*suction side*) basınç değeri, basınçlı taraftaki (*pressure side*) basınç değerinden düşük olduğu için, hava pala ucundan yukarı yüzeyden aşağı yüzeye doğru sızar. Pala elemanındaki basınçlı ve emen bölümler Şekil 5.11'de gösterilmiştir. Bu sızıntı taşıma kuvvetini düşürür, bu da güç üretiminde azalmaya sebep olur.



Şekil 5.11. Pala elemanındaki basınçlı ve emen bölümler

Pala ucu basınç kaybı momentum teorisi ve pala elemanı teorisi ile bulunamaz; ancak pala ucu basınç kaybının etkilerini içeren modeller geliştirilmiştir. En yaygın şekilde kullanılan pala ucu basınç kaybı modeli Prandtl tarafından geliştirilmiştir ve net kuvvet ile torku hesaplamak için bir düzeltme faktörü (F) ilave etmiştir. F pala eleman sayısı, bağlı rüzgar açısı, pala elemanının pozisyonu ve kanadın yarıçapı cinsinden bulunur [42].

$$F = \frac{2}{\pi} \cos^{-1} \left(\exp \left(-\frac{B}{2} \frac{R-r}{r \sin \phi} \right) \right) \quad (5.18)$$

5.2.6. Pala Elemanı Momentum Teorisi

Pala elemanı momentum teorisi; pala elemanı teorisi ve momentum teorisinin bileşiminden oluşur ve aksel ile teğetsel indüksiyon faktörlerini hesaplamak için kullanılır. Bu hesaplama, Prandtl pala ucu basınç kaybı düzeltme faktörünü de içerecek şekilde, pala elemanı teorisi ve momentum teorisinden elde edilen kuvvet ve tork denklemlerinin birbirleriyle eşitlenmesi ile yapılır [42].

Her iki teoriden elde edilen kuvvet denklemleri eşitlendiğinde, aksel indüksiyon faktörü elde edilir;

$$2\rho\delta AFU_{\infty}^2 a(1-a) = B(l\cos\phi + d\sin\phi)\delta r \quad (5.19)$$

$$\delta A = r\delta r \quad (5.20)$$

$$l = C_l \frac{1}{2} \rho W^2 c \quad (5.21)$$

$$d = C_d \frac{1}{2} \rho W^2 c \quad (5.22)$$

$$C_N = C_l \cos\phi + C_d \sin\phi \quad (5.23)$$

$$\sigma' = \frac{Bc}{2\pi r} : \text{Yerel Sağlamlık} \quad (5.24)$$

$$a = \frac{1}{\frac{4F\sin^2\phi}{\sigma'c_N} + 1} \quad (5.25)$$

Her iki teoriden elde edilen tork denklemleri eşitlendiğinde, teğetsel indüksiyon faktörü elde edilir;

$$2\rho\delta AFU_\infty^2 a(1-a)2\Omega a'r^2 = Br(l\cos\phi + d\sin\phi)\delta r \quad (5.26)$$

$$C_{T_{an}} = C_l \sin\phi - C_d \cos\phi \quad (5.27)$$

$$a' = \frac{1}{\frac{4F\sin\phi\cos\phi}{\sigma'c_{T_{an}}} - 1} \quad (5.28)$$

Eksenel ve teğetsel indüksiyon faktörleri elde edildikten sonra, Denklem (5.11) ve Denklem (5.12) kullanılarak rüzgar türbininin güç çıktısı hesaplanabilir.

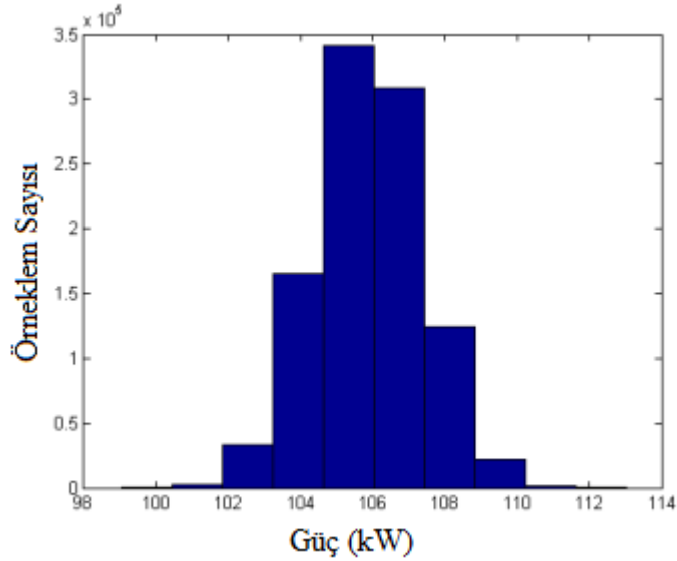
5.3. Monte Carlo Simülasyonu ile Yatay Eksenli Rüzgar Türbininin Güvenilirlik Hesabı

Risoe rüzgar türbinindeki rassal değişkenler; türbin yarıçapı, dönme hızı, pala ayar açısı, maksimum burulma, pala kök veter uzunluğu ve pala uç veter uzunluğu olarak alınmıştır. Tüm rassal değişkenlerin normal dağılıma sahip olduğu varsayımı yapılmıştır. Rassal değişkenlerin ortalama ve standart sapma değerleri Çizelge 5.2'de sıralanmıştır.

Çizelge 5.2. Risoe rüzgar türbinindeki rassal değişkenler

| Rassal Değişken | Ortalama | Standart Sapma | Varyasyon Katsayısı |
|-------------------------|------------|----------------|-----------------------|
| Türbin Yarıçapı | 9.5 m | 0.01 m | 0.0011 |
| Dönme Hızı | 47.5 rpm | 0.03 rpm | 6.62×10^{-4} |
| Pala Ayar Açısı | 1.8 derece | 0.05 derece | 0.0278 |
| Maksimum Burulma | 15 derece | 0.5 derece | 0.0333 |
| Pala Kök Veter Uzunluğu | 1.09 m | 0.01 m | 0.0092 |
| Pala Uç Veter Uzunluğu | 0.45 m | 0.01 m | 0.0222 |

Risoe rüzgar türbininin güvenilirlik tahmini, kuyruk olasılığı modelleme yönteminden elde edilecek olan güvenilirlik tahmini sonucuyla karşılaştırabilmek için öncelikle Monte Carlo simülasyonu (MCS) yapılmıştır. Yapılan MCS analizinde $N=1,000,000$ adet örneklem kullanılmıştır. Dağılım tipine karar verebilmek için, hesaplanan güç verilerinden bir histogram çizilmiştir. $N=1,000,000$ adet örneklem kullanılarak elde edilen güç histogramı Şekil 5.12'de verilmiştir.



Şekil 5.12. $N=1,000,000$ adet örneklem kullanılarak elde edilen güç histogramı

Şekil 5.12'den de görüleceği gibi, güç histogramı normal dağılıma oldukça benzemektedir. Güç dağılımı için hesaplanan çarpıklık ve kurtosis katsayıları da, normal dağılımın çarpıklık ve kurtosis katsayılarına çok yakındır. Rüzgar türbini güç çıktısının ortalama, standart sapma, çarpıklık ve kurtosis katsayıları Çizelge 5.3'te özetlenmiştir.

Çizelge 5.3. Hesaplanan güç değerlerinin ortalama ve standart sapma değerleri ile güç dağılımının çarpıklık ve kurtosis katsayıları

| | |
|---------------------|-------------|
| Ortalama | 105.8796 kW |
| Standart Sapma | 1.4808 kW |
| Çarpıklık Katsayısı | 0.0273 |
| Kurtosis Katsayısı | 2.9853 |

MCS analizi sonucunda 1,000,000 adet örneklemden 30 tanesinin hasara uğradığı görülmüştür, dolayısıyla hasar olasılığı $P_f = 3 \times 10^{-5}$ olarak hesaplanmıştır. Bu hasar olasılığı değerine karşılık gelen güvenilirlik indisi ise $\beta = 4.01$ 'dir (bkz Çizelge 5.4). Sınırlı MCS örneklemesinden elde edilen güven düzeyi de Çizelge 5.4'te verilmiştir.

5.4. Kuyruk Olasılığı Modelleme Yöntemiyle Yatay Eksenli Rüzgar Türbininin Güvenilirlik Hesabı

Risoe rüzgar türbininin güvenilirlik tahmini için son olarak kuyruk olasılığı modelleme yöntemi uygulanmıştır. Her rassal değişken için normal dağılımdan $N = 500$ adet örneklem oluşturulmuştur. Bu örneklemeler kullanılarak sınır durum fonksiyonları hesaplanmış ve sıralanmıştır. Kullanılan sınır durum fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$Y = -P + P_{kritik} \quad (5.29)$$

Bu denklemde Y sınır durum fonksiyonunu, P rüzgar türbininin ürettiği gücü, P_{kritik} ise 100 kW'ı temsil etmektedir.

Kuyruk bölümünü belirlemek için $F_t = 0.90$ kullanılmıştır. Belirlenen kuyruk bölümüne genelleştirilmiş Pareto dağılımı uygulanmış, ölçek ve şekil parametreleri hesaplanmış ve bu değerlere karşılık gelen güvenilirlik indisleri bulunmuştur. Tüm işlemler rastgele örnekleme (*random sampling*) etkilerini azaltmak amacıyla 1000 kez tekrarlanmıştır. Kuyruk olasılığı modelleme yönteminden elde edilen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı tahminlerinin, MCS yönteminden elde edilen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı tahminleri ile karşılaştırılması ile her iki yöntemin işlem süreleri Çizelge 5.4'te verilmiştir.

Çizelge 5.4. Kuyruk olasılığı modelleme yönteminden ve MCS yönteminden elde edilen güvenilirlik indisi ve hasar olasılığı tahminleri ile işlem süreleri

| | N | Merkez İşlem Birimi Zamanı* (Saat) | β | Hasar Olasılığı ($\times 10^{-5}$) |
|------------------------------------|-----------|------------------------------------|------------------------|--------------------------------------|
| Monte Carlo Simülasyonu | 1,000,000 | 30.11 | 4.01 (3.97, 4.06)** | 3.04 (3.59, 2.45)** |
| Kuyruk Olasılığı Modelleme Yöntemi | 500 | 0.015 | 4.14 | 1.74 |

* Verilen Merkez İşlem Birimi (CPU) zamanı, Intel(R) Xeon(R) 2.67 GHz Pentium 4 işlemcili ve 6 GB RAM'e sahip bir bilgisayar kullanılarak elde edilmiştir.

** Sınırlı MCS örnekleme ile elde edilen güven düzeyini göstermektedir.

Çizelge 5.4'ten de görülebileceđi gibi, rüzgar türbininin yüksek güvenilirliđi kuyruk olasılıđı modelleme yöntemi kullanılarak dođru ve etkin bir biçimde hesaplanabilmektedir.

6. SONUÇLAR VE İLERİYE YÖNELİK ÇALIŞMALAR

6.1. Sonuçların Yorumlanması

Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi; simülasyon yöntemlerine kıyasla daha az sayıda sınır durum fonksiyonu hesabı gerektirdiği için ve analitik yöntemlerde olduğu gibi sınır durum fonksiyonunun yapısı veya rassal değişkenin olasılık dağılımları üzerine kısıtlama getirmediği için yüksek güvenilirlikli sistemlerin güvenilirlik hesaplarında etkin olarak kullanılan bir yöntemdir.

Kuyruk olasılığı modelleme yöntemi ile güvenilirlik hesabı, sınır durum fonksiyonuna ait kümülatif dağılım fonksiyonunun kuyruk bölümünün uygun bir olasılık dağılımı (örneğin genelleştirilmiş Pareto dağılımı) ile modellenmesi esasına dayanır. Kümülatif dağılım fonksiyonunun kuyruk bölümünün belirlenmesi için öncelikle bir eşik değeri seçilir. Elde edilen kuyruk bölümüne, genelleştirilmiş Pareto dağılımı uygulanır ve bu dağılımın şekil ve ölçek parametreleri belirlenir. Belirlenen dağılım parametreleri ve seçilen eşik değeri yardımıyla güvenilirlik hesabı gerçekleştirilebilir.

Olasılık dağılımının kuyruk bölgesinin belirlenmesinde kullanılan eşik değerinin, yapılan güvenilirlik tahmini sonuçları üzerinde oldukça önemli bir etkisi vardır. Bu çalışmada bir eşik değeri seçim kriteri oluşturulmaya çalışılmıştır. Bunu yapabilmek için kuyruk olasılığı modelleme yöntemi sekiz farklı örnek probleme uygulanmıştır. Bu örnek problemler birbirlerinden rassal değişken sayısı, lineerlik seviyesi, varyasyon katsayısı ve çarpıklık değeri bakımından farklılık göstermektedir. Örnek problemlere uygulanan kuyruk olasılığı modelleme yöntemi sonucunda, en küçük karesel ortalamayı veren eşik değeri belirlenmiştir. Bu hata çeşidinin seçilmesinin sebebi, içinde hem gerçek değerden olan sapmaları hem de verilerin birbirinden sapmalarını içermesidir.

Örnek problemlere uygulanan kuyruk olasılığı modelleme yöntemi sonucunda elde edilen ve en küçük karesel ortalamayı veren eşik değer verilerinin; lineerlik seviyesi ile ilgili olan belirleme katsayısı, varyasyon katsayısı ve çarpıklık değerlerine göre değişim grafikleri elde edilmiştir. Örnek problemlerden elde edilen sonuçlara göre uygun eşik değer seçiminin rassal değişken sayısı, varyasyon katsayısı, belirleme katsayısı ve çarpıklık değeri ile olan ilişkisinin oldukça karmaşık ve lineerlikten oldukça uzak olduğu görülmüştür. 500 adet örneklem sayısı kullanılarak yapılan kuyruk olasılığı modelleme yöntemi için kullanılması gereken uygun eşik değer $F_t = 0.90$ olduğu belirlenmiştir. Örnek problemlerden elde edilen bu sonuç yatay eksenli bir rüzgar türbininin güvenilirlik analizinde kullanılmıştır.

Tez çalışması için seçilen uygulama problemi Risoe rüzgar türbininin güvenilirlik analizinin kuyruk olasılığı modelleme yöntemi ile gerçekleştirilmesini kapsamaktadır. Risoe rüzgar türbini, alan testleri için kullanılmak üzere Danimarka Teknik Üniversitesi Sürdürülebilir Enerji Ulusal Laboratuvarı tarafından geliştirilen 100 kW'lık yatay eksenli bir rüzgar türbinidir. Uygulama probleminde Risoe rüzgar türbini palalarının aerodinamik performansı incelenmektedir.

Risoe rüzgar türbininin güvenilirlik tahmini, kuyruk olasılığı modelleme yönteminden elde edilecek olan güvenilirlik tahmini sonucuyla karşılaştırabilmek için öncelikle Monte Carlo simülasyonu yapılmıştır. Yapılan MCS analizinde $N=1,000,000$ adet örneklem kullanılmıştır. MCS analizi sonucunda, kullanılan örneklemlerden 30 tanesinin hasara uğradığı görülmüştür. 1,000,000 adet örneklemden 30 tanesinin hasara uğradığı için hasar olasılığı, $P_f = 3 \times 10^{-5}$ olarak hesaplanır. Bu hasar olasılığına karşılık gelen güvenilirlik indisi ise 4.01 olarak bulunur.

Risoe rüzgar türbininin güvenilirlik tahmini için son olarak kuyruk olasılığı modelleme yöntemi uygulanmıştır. Her rassal değişken için normal dağılımdan örnek problemlerde olduğu gibi $N = 500$ adet örneklem oluşturulmuş ve bu örneklem kullanılarak sınır durum fonksiyonları hesaplanmıştır. Kuyruk bölümü $F_t = 0.90$

kullanılarak belirlenmiş ve elde edilen kuyruk bölümüne genelleştirilmiş Pareto dağılımı uygulanmıştır. Buradan elde edilen şekil ve ölçek parametrelerine göre hesaplanan güvenilirlik indisi 4.14 olarak bulunur. Elde edilen bu güvenilirlik indisinden hesaplanan hasar olasılığı $P_f = 1.74 \times 10^{-5}$ olarak bulunur.

Risoe rüzgar türbininin güvenilirlik tahmini için kuyruk olasılığı modelleme yönteminden elde edilen güvenilirlik indisi ile Monte Carlo simülasyonundan elde edilen güvenilirlik indisi değerleri arasında %3'lük bir fark bulunmaktadır. İki yöntemden elde edilen güvenilirlik indisleri arasındaki fark, kabul edilebilir bir değerdir. Bu değer, kuyruk olasılığı modelleme yönteminin yüksek güvenilirliğe sahip yatay eksenli bir rüzgar türbininin güvenilirlik analizinde kullanılabileceğini göstermektedir.

6.2. İleriye Yönelik Çalışmalar

Bu tez çalışması kapsamında yatay eksenli bir rüzgar türbininin belirli koşullar altındaki (örneğin rüzgar hızı, rüzgar türbini kontrol tipi gibi) güvenilirliği incelenmiş ve sistemin en iyi koşullarda kendinden beklenen performansı ortaya koyup koyamadığı ölçülmüştür. Rüzgar türbininin zaman içindeki davranış değişiklikleri dikkate alınmamıştır. Analiz esnasında kullanılan tüm parametrelerin güvenilirlik üzerinde etkisi aynı anda ölçülmüştür.

Bu tez çalışmasında gerçekleştirilen analizler ve elde edilen sonuçlar aşağıdaki noktaların da dikkate alınması ve uygulanmasıyla geliştirilebilir:

- Duyarlılık analizi: Rüzgar türbininin güvenilirliği üzerinde en çok etkiye sahip parametreler belirlenebilir. Duyarlılık analizi için varyans analizi (*analysis of variance* - ANOVA) veya global duyarlılık analizi (*global sensitivity analysis* - GSA) yöntemleri kullanılabilir.
- Farklı rüzgar hızlarının, rüzgar yıllık dağılımının ve rüzgar açısının analize etkisi de dikkate alınarak performans güvenilirliği analizleri genişletilebilir.

- Viter uzunluđu, burgu ve daralma oranları ve türbinin dönme hızı gibi parametrelerin analize etkileri incelenerek tasarım güvenilirliđi gerçekleştirilebilir.
- Yatay eksenli rüzgar türbini için güvenilirlik tabanlı tasarım optimizasyonu gerçekleştirilebilir.
- Rüzgar türbininin yorulma ve aşınma davranışı hesaba katılarak zamana bađlı güvenilirlik hesabı ve bakım/onarım çizelgelemesi yapılabilir.

EK A. BİRİNCİ DERECE GÜVENİLİRLİK YÖNTEMİYLE (FORM) GÜVENİLİRLİK TAHMİNİ [45]

Mühendislik yapılarının hasar olasılığını hesaplayabilmek için öncelikle bir sınır durum fonksiyonu tanımlanır. Sınır durum fonksiyonu, rassal değişkenler (X) uzayını emniyetli bölge ($g(X)>0$) ve emniyetli olmayan bölge ($g(X)\leq 0$) olarak ikiye ayıran çok boyutlu bir fonksiyondur. Sınır durum fonksiyonu tanımlandıktan sonra, emniyetli olmayan bölge dahilinde rassal değişkenlerin birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonunun ($f_X(X)$) çok boyutlu integrali hesaplanır (bkz. Denklem A.1). Bu integralin değeri, yapının hasar olasılığını verir.

$$P_f = \int f_X(x)dx \quad (A.1)$$

Birçok mühendislik problemi için birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonunun elde edilmesi zordur; bu fonksiyonun elde edilebildiği durumlar için ise Denklem (A.1)'de verilen integral ile hesaplanan hasar olasılığını elde etmek mümkün değildir. Hasar olasılığını elde etmek için analitik yöntemler, benzetim yöntemleri ve hibrit yöntemler geliştirilmiştir. Analitik yöntemler içerisinde en popüler olan yöntem, ortalama değer birinci derece ikinci moment (*mean value first order second moment*-MV-FOSM) yöntemine dayanan birinci derece güvenilirlik yöntemidir (*first order reliability method* - FORM). MV-FOSM ve FORM yöntemlerinin detayları aşağıda verilmiştir.

A.1. MV-FOSM Yöntemi

MV-FOSM yöntemi, sınır durum fonksiyonunun rassal değişkenlerini ortalama değerleri etrafında birinci derece Taylor serisi açılımına dayanır. Bu yöntemde, yalnızca birinci ve ikinci momentler yani ortalama ve varyans değerleri kullanılırken, daha yüksek dereceli momentler ihmal edilir. Sınır durum fonksiyonu $g(x)$ 'in rassal değişkenlerinin ortalama değerleri etrafında birinci derece Taylor serisi açılımı Denklem A.2'de verilmiştir.

$$g(X) \approx \hat{g}(X) = g(\mu_X) + \nabla g(\mu_X)^T (X - \mu_X) \quad (\text{A.2})$$

Denklem A.2'de verilen yaklaşık sınır durum fonksiyonu $\hat{g}(x)$ 'nin ortalama değeri ve varyansı sırasıyla Denklem A.3 ve Denklem A.4'te verildiği gibi hesaplanabilir.

$$\mu_{\hat{g}} = g(\mu_X) \quad (\text{A.3})$$

$$\text{Var}(\hat{g}) = [\nabla g(\mu_X)^T]^2 \text{Var}(X) = \sum_{i=1}^n \left(\left. \frac{\partial g}{\partial x_i} \right|_{\mu_X} \right)^2 \sigma_{X_i}^2 \quad (\text{A.4})$$

Güvenilirlik indisi (β) ve bu güvenilirlik indisine karşılık gelen hasar olasılığı (P_f) aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$\beta = \frac{\mu_{\hat{g}}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{g})}}; P_f = \Phi(-\beta) \quad (\text{A.5})$$

Denklem A.5'teki Φ simgesi, standart normal dağılımın olasılık dağılım fonksiyonunu (*cumulative distribution function*) göstermektedir.

Yukarıda da belirtildiği gibi, MV-FOSM yönteminde problemdeki rassal değişkenlerin yalnızca ortalama ve varyans değerlerini kullanarak hasar olasılığı tahmini yapılabilmektedir; ancak bu yöntemin iki tane önemli sınırlayıcı koşulu bulunmaktadır;

1) Doğrusal olmayan bir sınır durum fonksiyonu için, bu fonksiyonun rassal değişkenlerini ortalama değerleri etrafında doğrusallaştırılması hatalı sonuçlara yol açabilir. Örneğin, Taylor serisi açılımında iki yerine üç terim kullanılırsa yaklaşık sınır durum fonksiyonu aşağıdaki şekli alır;

$$g(X) \approx \hat{g}(X) = g(\mu_X) + \nabla g(\mu_X)^T (X - \mu_X) + \frac{1}{2} \nabla^2 g(\mu_X)^T (X - \mu_X)^2 \quad (\text{A.6})$$

Denklem A.6'daki sınır durum fonksiyonunun ortalama değeri Denklem A.7'deki gibi hesaplanır;

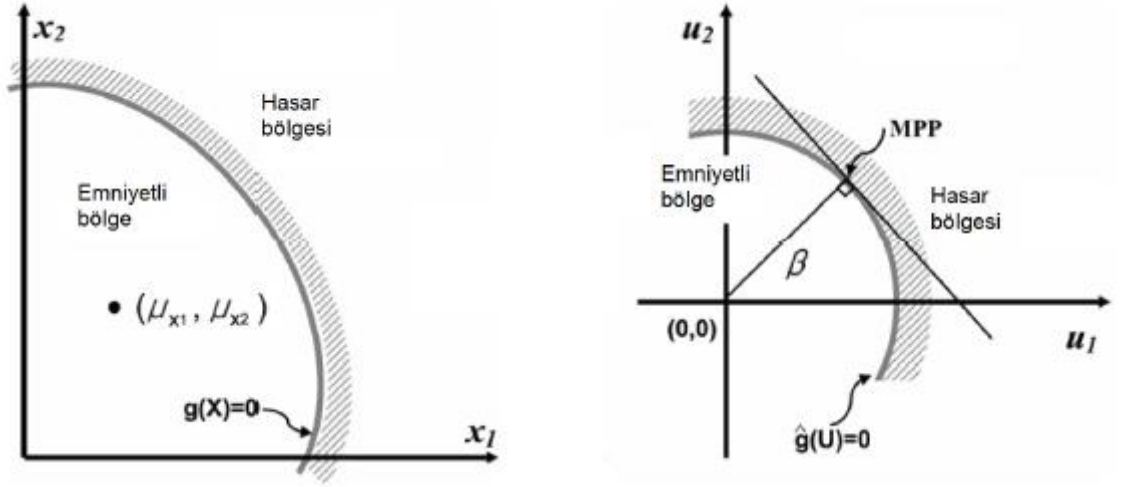
$$\mu_{\hat{g}} = g(\mu_X) + \frac{1}{2} \nabla^2 g(\mu_X)^T \text{Var}(X) \quad (\text{A.7})$$

Denklem A.6 ve Denklem A.7'den de anlaşılacağı gibi, yeni sınır durum fonksiyonunun varyasyon hesabı Denklem A.4'teki varyasyon hesabından daha karmaşıktır.

2) Hesaplanan güvenilirlik indisi, sınır durum fonksiyonunun formülasyonuna bağlıdır. Sınır durum fonksiyonu aynı rassal değişkenlere sahip olsa da, farklı formülasyonlar için farklı güvenilirlik indisi değerleri hesaplanabilir.

A.2. FORM

FORM yöntemi, MV-FOSM yönteminden farklı olarak, sınır durum fonksiyonunun rassal değişkenlerinin ortalama değerleri etrafında değil, en olası hasar noktasında (*most probable failure point; MPP*) birinci derece Taylor serisi açılımına dayanır. FORM yönteminde ilk olarak sınır durum fonksiyonu X uzayından U uzayına transform edilir. X uzayı rassal değişkenlerin temel değerlerini aldıkları uzayı, U uzayı ise rassal değişkenlerin standart normal değerler aldıkları uzayı göstermektedir. Sınır durumu fonksiyonunun transformasyonu Şekil A.1'de gösterilmektedir ve bu transformasyon Denklem A.8'deki gibi elde edilir.



Şekil A.1. Sınır durum fonksiyonunun X uzayından U uzayına transformasyonu

$$u_i = \frac{x_i - \mu_i}{\sigma_i} \quad (\text{A.8})$$

Rassal değişkenlerin standart normal değerler aldıkları U uzayında, orijinden sınır durum fonksiyonuna olan en kısa mesafe, güvenilirlik indisini (β) belirtir. β , Denklem A.9'daki optimizasyon probleminin çözülmesiyle elde edilir.

$$\begin{aligned} & \text{Bul } u \\ & \text{Min } \beta = \sqrt{u^T u} = \sqrt{\sum_i u_i^2} \quad (\text{A.9}) \\ & \text{Öyle ki } \hat{g}(u) = 0 \end{aligned}$$

Denklem A.9'daki $\hat{g}(u)$ fonksiyonu $g(x)$ fonksiyonunun U uzayındaki eşleniğidir ve $\hat{g}(u) = g(\mu + u\sigma)$ şeklinde bulunur.

Denklem A.9'daki optimizasyon problemi birçok şekilde çözülebilir. Sınır durum fonksiyonu türevlenebilir ise, Rackwitz (1976) tarafından önerilen iteratif yöntem kullanılabilir. Bu yöntem aşağıda bahsedildiği gibi uygulanır;

- 1) U uzayında bir başlangıç tasarım noktası, u^* , belirlenir. Başlangıç tasarım noktası, genelde tüm rassal değişkenlerin ortalama değerlerini aldığı değer olarak seçilir.
 - 2) Sınır durum fonksiyonunun tasarım noktasındaki türevleri hesaplanır; $\left(\frac{\partial \hat{g}}{\partial u_i}\right)_*$
 - 3) Hesaplanan türevler kullanılarak doğrultu kosinüsleri (*direction cosines*) hesaplanır;
- $$\alpha_i = \frac{\left(\frac{\partial \hat{g}}{\partial u_i}\right)_*}{\sqrt{\sum_i \left(\frac{\partial \hat{g}}{\partial u_i}\right)_*^2}}$$
- Doğrultu kosinüsleri yeni tasarım noktasını belirlemede kullanılır.
- 4) Yeni tasarım noktası; $u_i^* = -\alpha_i \beta$ olarak belirlenir. Buradaki bilinmeyen β değeri $\hat{g}(u) = 0$ denkleminde hesaplanır.
 - 5) Hesaplanan β değerinde yakınsama elde edilinceye kadar 2-4 no.lu basamaklar tekrar edilir.

Rackwitz tarafından önerilen bu çözüm yöntemi, rassal değişkenlerin normal dağılıma sahip olduğu ve aralarında korelasyon olmadığı durumlar için geçerlidir.

A.3. Rüzgar Türbininin Birinci Derece Güvenilirlik Yöntemiyle Güvenilirlik Tahmini

Bu çalışmada yatay eksenli bir rüzgar türbininin FORM yöntemiyle güvenilirlik tahmini yapılmıştır. Optimizasyon probleminin çözümü MATLAB yazılımının hazır bir fonksiyonu olan "fmincon" ile yapılmıştır. "fmincon" ardışık karesel programlama yöntemini kullanmaktadır.

FORM yöntemi yatay eksenli rüzgar türbinine farklı başlangıç noktaları, sonlu farklar gradyan hesabında farklı adım aralığı değerleri için uygulanmış, optimizasyon problemi çözülmüş ve belirlenen değerlere karşılık gelen güvenilirlik indisi değerleri hesaplanmıştır. Buna göre, FORM yöntemiyle elde edilen güvenilirlik indisi değeri 2.20 olarak bulunmuştur.

Monte Carlo Simülasyonundan elde edilen güvenilirlik indisi değeri ve FORM yöntemiyle elde edilen güvenilirlik indisi değerleri karşılaştırıldığında, FORM

yöntemiyle elde edilen güvenilirlik indisi deęerinin Monte Carlo Simülasyonundan elde edilen güvenilirlik indisi deęerinden %45 oranında farklılık gösterdiği ortaya çıkmıştır. Bu durum FORM yönteminin ilgilendiğimiz problem için doğru sonuç vermediğini göstermektedir.

EK B - MONTE CARLO SİMÜLASYONU

B.1. Giriş

Monte Carlo Simülasyonu, mühendislik problemlerindeki belirsizliğin istatistiksel analizinde kullanılan etkin bir mühendislik aracıdır. Bu yöntem, özellikle birçok rassal değişkenin birbirine doğrusal olmayan şekilde bağlı olduğu durumlarda etkin olarak kullanılır [45,46].

Mühendislik sistemlerine uygulanan fiziksel testler oldukça zaman alıcı ve pahalıdır. Bu nedenle fiziksel testler yerine sanal benzetim yöntemleriyle testler gerçekleştirmek güvenilirlik analizi için daha uygundur [45]. Sistemin performansını etkileyen rassal değişkenlerin olasılık dağılımları biliniyorsa, sistemin performansı bu değişkenlerin alabileceği olası değerlere göre incelenerek sanal testler gerçekleştirilebilir. Monte Carlo simülasyonu yönteminde esas olarak; bir bilgisayar tarafından üretilen rastgele sayılar ve rassal değişkenlerin olasılık dağılımları kullanılarak ilgilenilen sistemin olası koşullar altında sanal testleri gerçekleştirilerek güvenilirlik tahmini yapılır.

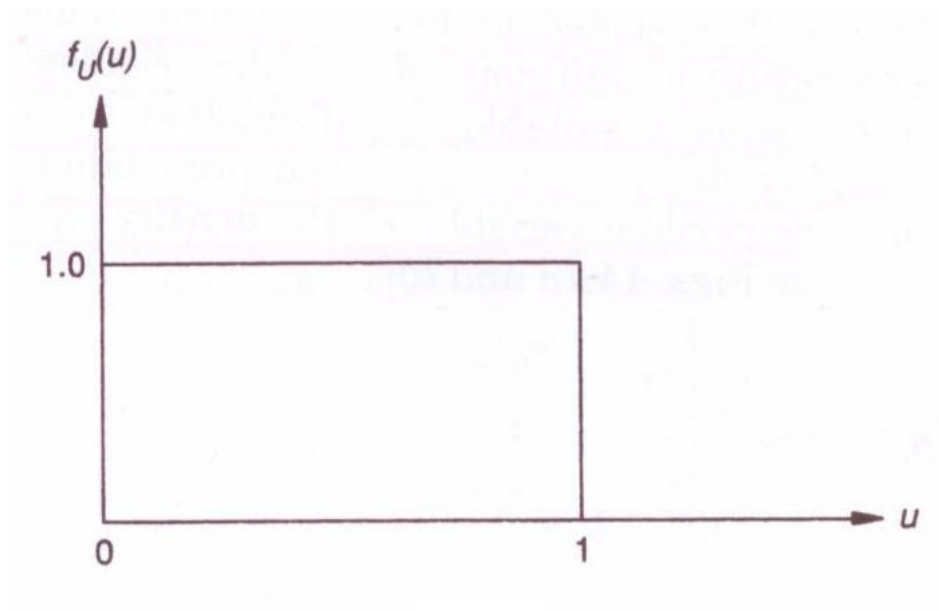
B.2. Rassal Sayıların Oluşturulması

Monte Carlo hesaplamalarında, her rassal değişkenin kendi istatistiksel özelliklerine sahip bir sayılar kümesi atanır. Bu atanan sayılara rassal sayılar adı verilir. Rassal sayılar üretilirken öncelikle düzgün dağılımdan (*uniform distribution*) 0 ile 1 arasında standart düzgün dağılıma sahip rassal sayılar oluşturulur. Bu basamak tamamlandıktan sonra asıl üretilmek istenen sayı, gerekli olasılık dağılımı dönüşümleri gerçekleştirilerek elde edilir. Standart düzgün rassal değişken, U , sırasıyla Denklem E2.1 ve Denklem E2.2'de verilen olasılık yoğunluk fonksiyonuna (probability density function) ve olasılık dağılım fonksiyonuna (probability distribution function) sahiptir:

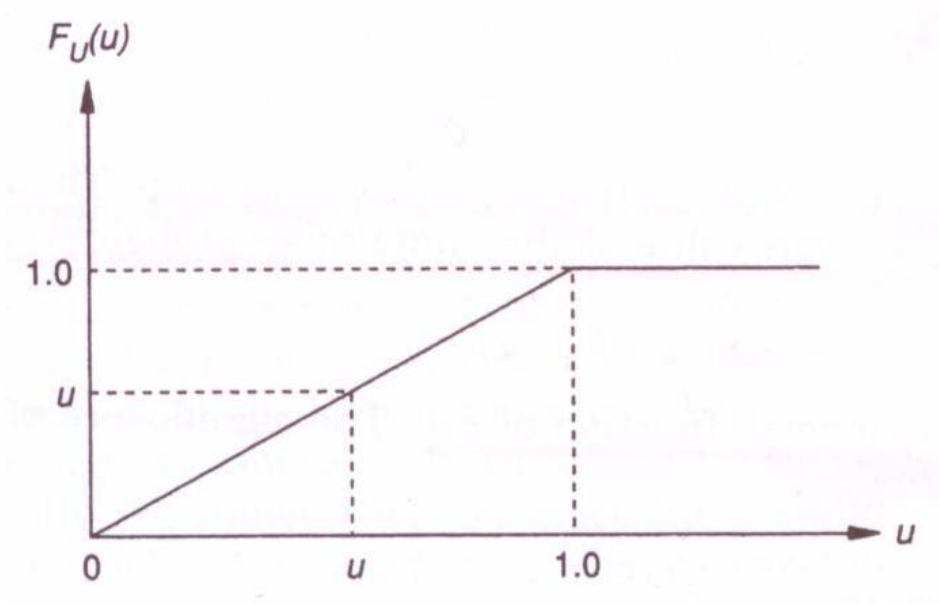
$$f_U(u) = \begin{cases} 0; & u < 0 \\ 1; & 0 \leq u \leq 1 \\ 0; & u > 1 \end{cases} \quad (\text{B.1})$$

$$F_U(u) = \begin{cases} 0; & u < 0 \\ u; & 0 \leq u \leq 1 \\ 1; & u > 1 \end{cases} \quad (\text{B.2})$$

Standart düzgün rassal deęişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu ve olasılık dağılım fonksiyonu sırasıyla Şekil B.1 ve Şekil B.2'de gösterilmiştir.



Şekil B.1. Standart düzgün rassal deęişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu [46]

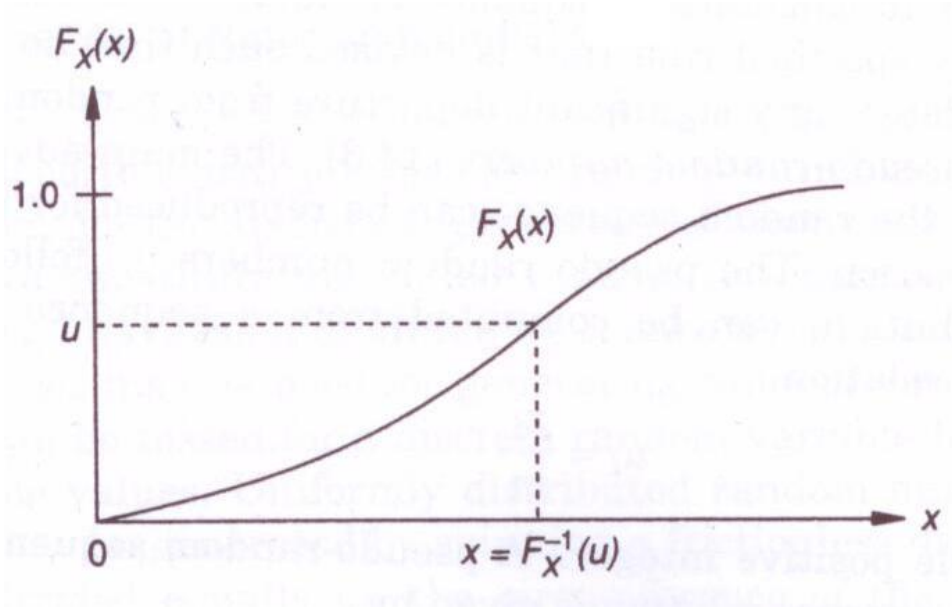


Şekil B.2. Standart düzgün rassal değişkenin olasılık dağılım fonksiyonu [46]

$F_X(x)$ dağılım fonksiyonuna sahip bir rassal değişken olan X için, kümülatif olasılık değeri olan u 'ya karşılık gelen x 'in değeri, Denklem B.3'teki gibi bulunur.

$$x = F_X^{-1}(u) \quad (B.3)$$

Bu denklemde F_X^{-1} , F_X fonksiyonunun tersini ifade etmektedir. X rassal değişkeninin olasılık dağılım fonksiyonu Şekil B.3'te verilmiştir.



Şekil B.3. X rassal değişkeninin olasılık dağılım fonksiyonu [46]

Rassal sayıların Denklem B.3 kullanılarak elde edilmesini içeren yönteme ters dönüşüm yöntemi denir. Üstel dağılımda ve Weibull dağılımında olduğu gibi, eğer $F_X(x)$ fonksiyonunun tersi analitik yöntemlerle alınabiliyorsa, bu uygulama oldukça basit bir hal alır. Normal dağılım ve lognormal dağılımda ise, olasılık dağılım fonksiyonunun tersi analitik yöntemlerle alınamaz. Bu durumda birleştirme yöntemi (composition method) veya rassal değişken fonksiyon yöntemi (method of functions of random variables) gibi yöntemler kullanılabilir [46].

B.3. Monte Carlo Simülasyonu ile Güvenilirliğin Hesaplanması

Sistem performansına etkileyen değişkenler rassal olarak oluşturuldukları için, sistem gerekliliklerini yerine getirememeye olasılığına sahiplerdir. Monte Carlo yöntemi sistem güvenilirliğini veya hasar olasılığını hesaplamak için kullanılır.

Sistem güvenilirliği hesabı için, öncelikle belirlenen örnekleme sayısı (N) kadar, sistemin her rassal değişkeni için düzgün dağılımdan 0 ile 1 arasında rassal sayılar (u_i) oluşturulur. Rassal değişkenlerin olasılık dağılımları kullanılarak rassal değişken

(x_i) belirlenir. Oluşturulan rassal değişken değerleri kullanılarak örnekleme sayısı kadar sınır durum fonksiyonu ($g = g(x_i)$) hesaplanır [45]. Hesaplanan sınır durum fonksiyonları sistem performansını belirlemek için kullanılır, bunun için elde edilen sınır durum fonksiyonu sistem gereksinimi ile karşılaştırılır. Eğer sistem gereksinimi karşılanıyorsa, örneklemelerden elde edilen sınır durum fonksiyonu başarılı olarak nitelendirilir; bu durum sınır durum fonksiyonunun pozitif olup olmamasıyla ölçülür. Negatif değer veren sınır durum fonksiyonu, sistemin hasara uğramasını ifade eder. Negatif değer veren sınır durum fonksiyonu sayısının (N_f) toplam örnekleme sayısına oranı, sistemin hasar olasılığını (P_f) verir.

$$P_f = \frac{N_f}{N} \quad (\text{B.4})$$

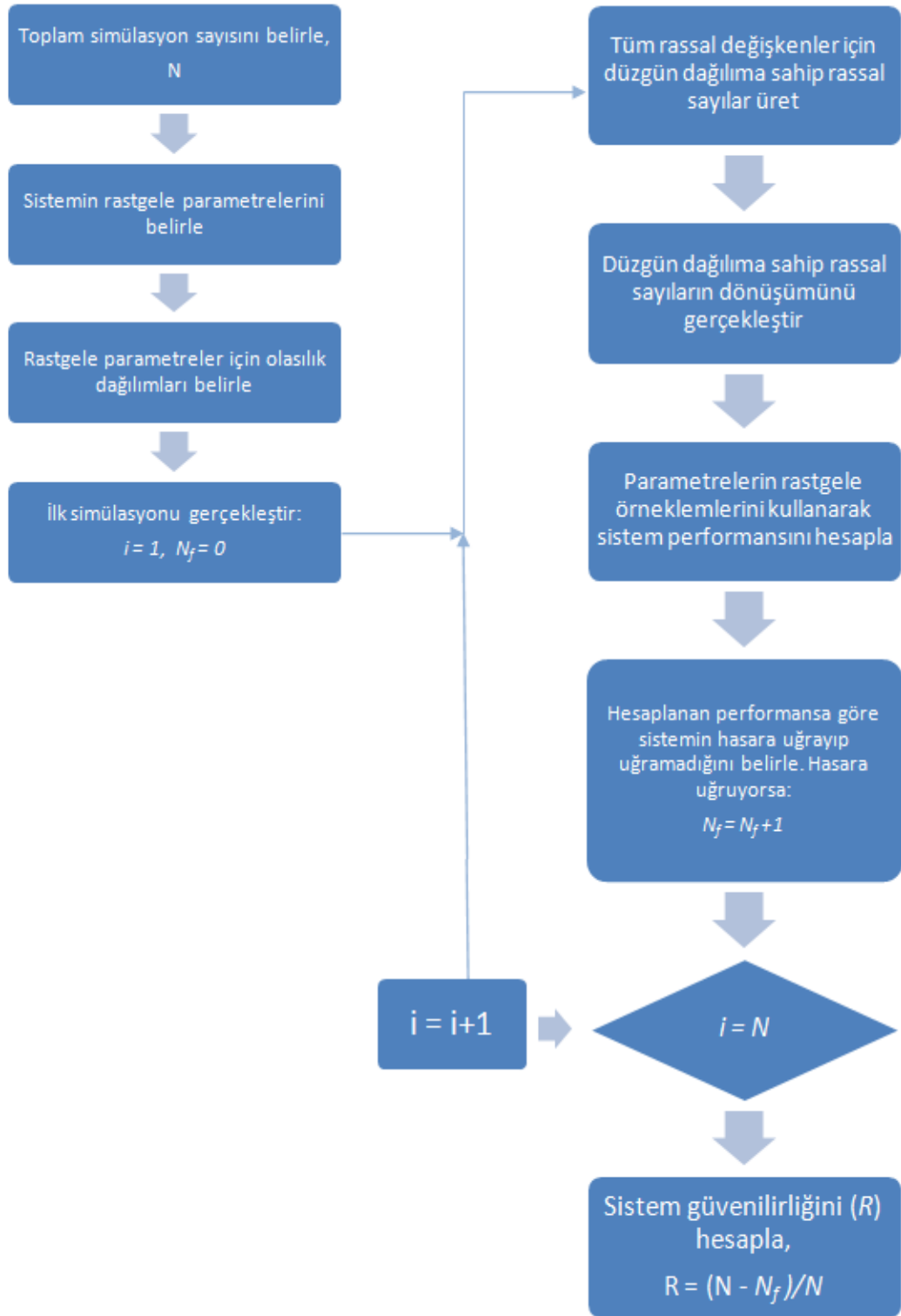
Hasar olasılığının standart sapması ise Denklem B.5'teki gibi hesaplanır:

$$\sigma_{P_f} = \sqrt{\frac{P_f(1-P_f)}{N}} \quad (\text{B.5})$$

Sistem güvenilirliği ise aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$R = \frac{N-N_f}{N} \quad (\text{B.6})$$

Monte Carlo simülasyon yöntemi Şekil B.4'teki akış şemasında gösterilmiştir.



Şekil B.4. Monte Carlo simülasyon yöntemi [47]

Monte Carlo simülasyonu ile güvenilirliğin hesaplanması sırasında sınırlı sayıda örnekleme yapılması sebebiyle elde edilen güvenilirlik değeri hata barındırır. Yapılan güvenilirlik analizinin gerçeğe yakınlığının anlaşılabilmesi için, güvenilirlik analizindeki hata miktarının hesaplanması gerekir. Hesaplanan hasar ihtimalinin hasar yüzdesi, Denklem B.6'deki gibi hesaplanır:

$$\% Hata = 200 \sqrt{\frac{1-P_f}{NP_f}} \quad (B.6)$$

Denklem B.6'dan da anlaşılacağı gibi, örneklem sayısı yüzde hata miktarını etkilemektedir. Örneklem sayısı arttıkça, elde edilen sonuçtaki hata miktarı düşmektedir. Bu durumda, kullanılan örneklem sayısı arttıkça, hesaplanan güvenilirlik değeri sistemin gerçek güvenilirlik değerine giderek yaklaşır.

EK C. ÖRNEK PROBLEMLERDE KULLANILAN EŞİK DEĞER BELİRLEME YÖNTEMİ

Bu bölümde bu çalışmada takip edilen eşik değer belirleme yöntemi için bir örnek teşkil etmesi açısından, basit mesnetli I-kiriş tasarım probleminin eşik değer seçim analizi detayları verilmiştir. Problemin eşik değer seçim analizi için MATLAB programı kullanılarak yazılan kod aşağıda verilmiştir.

```
function threshold_analysis_simplysupported
tic

beta1=3.73; fcrit=50000;
N=500; % number of samples in MCS
loop=1000; % number of loops

i=1;
while i < loop+1
    x=lhsdesign(N,8);

    mean_P =6070; std_P = 200;
    mean_L =120; std_L = 6;
    mean_a =72; std_a = 6;
    mean_S =170000; std_S = 4760;
    mean_d =2.3; std_d = 1/24;
    mean_bf =2.3; std_bf = 1/24;
    mean_tw =0.16; std_tw = 1/48;
    mean_tf =0.26; std_tf = 1/48;

    P=icdf('Normal',x(:,1),mean_P,std_P);
    L=icdf('Normal',x(:,2),mean_L,std_L);
    a=icdf('Normal',x(:,3),mean_a,std_a);
    S=icdf('Normal',x(:,4),mean_S,std_S);
    d=icdf('Normal',x(:,5),mean_d,std_d);
    bf=icdf('Normal',x(:,6),mean_bf,std_bf);
    tw=icdf('Normal',x(:,7),mean_tw,std_tw);
    tf=icdf('Normal',x(:,8),mean_tf,std_tf);

    yi=ss_beam(x)-fcrit;
    ys=sort(yi);
    Fga=0.80:0.01:0.99;
    for j=1:size(Fga,2)
        Fg=Fga(j);
        beta_ML(i,j) = calculate_beta(ys,N,Fg);
    end
    index = sum(isnan(beta_ML)) + sum(isinf(beta_ML));
    if index == 0;
        [R2(i),cov(i),skew(i)] =
        calculate_stats([P,L,a,S,d,bf,tw,tf],yi);
        i=i+1;
    end
end
```

```

    end
end
mean_r2 = mean(R2)
mean_cov = abs(mean(cov))
mean_skew = mean(skew)

[Fg_minbias,Fg_minvar,Fg_minrmse] =
calculate_bestFg(beta_ML,betal,Fga)
toc

function [Fg_minbias,Fg_minvar,Fg_minrmse] =
calculate_bestFg(betas,betal,Fga)
for j=1:size(betas,2)
    betaj = betas(:,j);
    bias(j) = mean(betaj)-betal;
    error = betaj-betal;
    std_error(j) = std(error);
    rmse(j) = sqrt(mean(error.^2));
end
bias=abs(bias);
index1=find(bias==min(bias)); Fg_minbias=Fga(index1);
index2=find(std_error==min(std_error)); Fg_minvar=Fga(index2);
index3=find(rmse==min(rmse)); Fg_minrmse=Fga(index3);
figure, plot(Fga,bias,'ro-',Fga,std_error,'bs-',Fga,rmse,'k-^');
legend('bias','std.error','rmse')

function [R2,cov,skew] = calculate_stats(x,y)
whichstats = {'rsquare'};
stats = regstats(y,x,'linear');
R2 = stats.rsquare;
cov = std(y)/mean(y);
skew = skewness(y);

function beta_ML = calculate_beta(yi,N,Fg)
pri=(1:N)/(N+1); % equal prob. interval
% threshold value
j1=size(find(pri<Fg),2);
yj1=yi(j1); yj=yi(j1+1); pj1=pri(j1); pj=pri(j1+1);
% use Eq.8 to calculate the value of g
g=yj1+(yj-yj1)*(Fg-pj1)/(pj-pj1);
% identify the tail region
ytail=yi(j1+1:N); % ptail=pri(j1+1:N)';
z=ytail-g;
% Fit GPD via maximum likelihood
paramEsts = gpfit(z);
ksi = paramEsts(1); % Tail index parameter
sig = paramEsts(2); % Scale parameter
Pf = (1-Fg)*(1-gpcdf(-g,ksi,sig,0));
beta_ML = -icdf('Normal',Pf,0,1);
return

function y = ss_beam(x)
P=x(:,1); L=x(:,2); a=x(:,3); S=x(:,4); d=x(:,5); bf=x(:,6);
tw=x(:,7); tf=x(:,8);
I = 1/12*(bf.*d.^3-(bf-tw).*(d-2*tf).^3);
y = (P.*a.*(L-a).*d)./(2*L.*I);

```

Yazılan kodda ilk önce rassal deęişkenlerin ortalama ve standart sapma deęerlerine göre örneklem sayısı kadar veri üretilir ve bu veriler kullanılarak I-kiriş tasarımı problemi fonksiyonu deęerleri hesaplanır. Elde edilen fonksiyon deęerleri ve y_{kritik} deęeri kullanarak sınır durum fonksiyonları hesaplanır ve sıralanır. Eşik deęer, 0.80'den 0.99'a kadar her basamakta 0.01 arttırılır ve kuyruk bölümü elde edilir. Elde edilen kuyruk bölümüne genelleştirilmiş Pareto dağılımı uygulanır, şekil ve ölçek parametreleri belirlenir ve güvenilirlik indisi (β) hesaplanır.

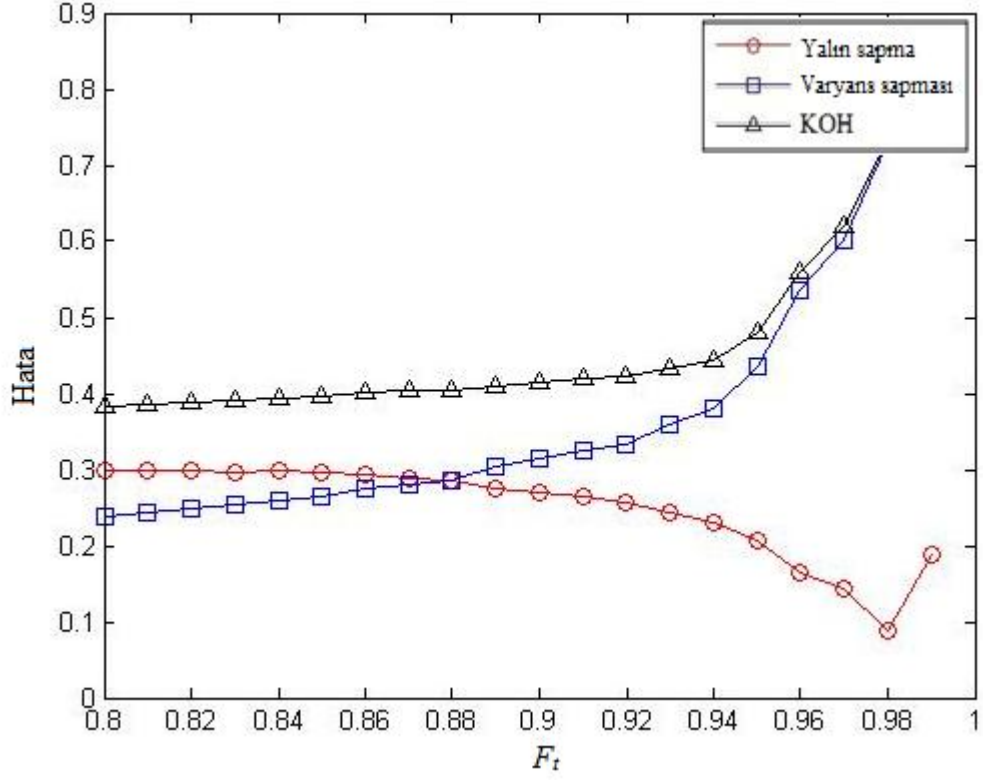
Karesel ortalama hata (*root mean square error*), yalın sapmadan (*bias*) oluşan hata ve varyans sapmasından (*variance*) oluşan hata etkilerini karşılaştırabilmek için bir grafik çizdirilir. Tüm hata türleri için en küçük deęeri veren eşik deęeri bulunur. Ayrıca her durumdan belirleme katsayısı, varyasyon katsayısı ve çarpıklık deęerleri elde edilir ve bu deęerlerin ortalamaları alınır. Aşağıdaki çizelgede $y_{kritik} = 50000$ ve $\beta = 3.73$ iken elde edilen kod çıktıları verilmiştir. Kod çıktısı olarak elde edilen grafik ise Şekil C.1'de verilmiştir.

Çizelge C.1. $y_{kritik} = 50000$ ve $\beta = 3.73$ iken elde edilen sonuçlar

| | |
|-------------|---------|
| Mean_ R^2 | 0.0369 |
| Mean_CoV | 0.2102 |
| Mean_skew | -4.9017 |
| Fg_minbias | 0.9800 |
| Fg_minvar | 0.8000 |
| Fg_minrmse | 0.8000 |

Burada '*mean*' deęerleri belirleme katsayısının (R^2), varyasyon katsayısının (*coefficient of variation - CoV*) ve çarpıklık (*skewness*) deęerinin ortalama deęerlerini belirtmektedir. '*Fg_min*' ise hata türlerindeki minimum eşik deęeri belirtmektedir. '*Bias*' verilerin gerçek deęerden olan sapmalarından oluşan hatayı yani yalın sapmayı, '*var*' (*variance*) verilerin birbirleri arasındaki sapmalarından

oluşan hatayı yani varyans sapmasını ve 'rmse' (root mean square error) karesel ortalama hatayı belirtmektedir.



Şekil C.1. $y_{kritik} = 50000$ ve $\beta = 3.73$ iken elde edilen grafik

KAYNAKLAR

- [1] Birolini, A., Reliability Engineering, *Springer*, Berlin, 1999.
- [2] Rausand, M., Hoyland, A., System Reliability Theory: Models, Statistical Methods and Applications, *Wiley - Interscience*, Hoboken, New Jersey, 2004.
- [3] Gökdeniz, S., 2006, Havacılık güvenilirlik analizi teknikleri ve otomotiv tasarımlarında kullanılabilirliği, *Yüksek Lisans Tezi*, Anadolu Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Eskişehir.
- [4] Ramu, P., 2007, Multiple Tail Models Including Inverse Measures for Structural Design Under Uncertainties, *Doktora Tezi*, University of Florida, Gainesville, FL.
- [5] Aktaş, E., "Yapısal Güvenilirlik", erişim adresi: http://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:YtWGpBpyw38J:www.imo.org.tr/resimler/dosya_ekler/c4eed45118f35f7_ek.pps%3Ftipi%3D2%26turu%3DX%26sube%3D16+&cd=1&hl=tr&ct=clnk&gl=tr, Erişim Tarihi: 7 Mart 2014.
- [6] Liu, J.S., Monte Carlo Strategies in Scientific Computing, *Springer-Verlag*, New York, 2001.
- [7] Melchers, R.E., Importance Sampling in Structural Systems, *Structural Safety*, Vol. 6, 3-10, 1989.
- [8] Wu, Y.T., Computational Methods for Efficient Structural Reliability and Reliability Sensitivity Analysis, *AIAA Journal*, Vol. 32, No. 8, 1717-1723, 1994.
- [9] Nie, J., and Ellingwood, B.R., Directional Methods for Structural Reliability Analysis, *Structural Safety*, Vol. 22, 233-249, 2000.
- [10] Kim, N.H., Ramu, P., and Queipo, N.V., Tail Modeling in Reliability-Based Design Optimization for Highly Safe Structural Systems, 47th AIAA/ASME/ASCE/AHS/ASC Structures, Structural Dynamics, and Materials Conference, Newport, RI, AIAA 2006-1825, 2006.
- [11] Mourelatos, Z.P., Song, J., and Nikolaidis, E., Reliability Estimation of Large-Scale Dynamic Systems by using Re-analysis and Tail Modeling, SAE World Congress & Exhibition, Detroit, MI, Paper No. 2009-01-0200, Nisan 2009.
- [12] Acar, E., Guided Tail Modeling for Efficient and Accurate Reliability Estimation of Highly Safe Mechanical Systems, Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers Part C: Journal of Mechanical Engineering Science, Vol. 225, No. 5, 1237-1251, 2011.
- [13] Acar, E., Reliability Prediction Through Guided Tail Modeling Using Support Vector Machines, Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers, Part C: Journal of Mechanical Engineering Science, Vol. 227, No. 12, 2780-2794, 2013.

- [14] Pickands, J., Statistical Inference Using Extreme Order Statistics. *Annals of Statistics*. Vol 3, 119-131, 1975.
- [15] Boos, D., Using Extreme Value Theory to Estimate Large Percentiles, *Technometrics*, 26 (1) 33-39, 1984.
- [16] Hasofer, A., Non-Parametric Estimation of Failure Probabilities, *Mathematical Models for Structural Reliability*, Eds. F. Casciati, and B. Roberts, CRC Press, Boca Raton, FL, 195-226, 1996.
- [17] Caers, J., and Maes, M., Identifying Tails, Bounds, and End-Points of Random Variables, *Structural Safety*, Vol. 20, 1-23, 1998.
- [18] Beirlant, J.; Vynckier, P.; Teugels, J.L., Excess Functions and Estimation of Extreme Value Index, *Bernoulli*, 2, 293-318, 1996.
- [19] Hosking, J.R.M.; Wallis, J.R., Parameter and Quantile Estimation for the Generalized Pareto Distribution. *Technometrics*, Vol 29, No.3., 339-349, 1987.
- [20] Beirlant, J.; Goegebeur, Y.; Segers, J.; Teugels, J., *Statistics of Extremes: Theory and Applications*, John Wiley & Sons, 2004.
- [21] Castillo, E.; Hadi, A.S.; Balakrishnan, N.; Sarabia, J.M., *Extreme Value and Related Models with Applications in Engineering and Science*, *Wiley Interscience*, Hoboken, New Jersey, 2005.
- [22] Myung J.I., Tutorial on Maximum Likelihood Estimation, *Journal of Mathematical Psychology*, 47, 90-100, 2003.
- [23] Ramu, P., Kim, N.H. ve Haftka, R.T., Inverse Measure-Based Tail Modeling Approaches for Structural Reliability Estimation, 47th AIAA/ASME/ASCE/AHS/ASC Structures, Structural Dynamics, and Materials Conference, Honolulu, Hawaii, AIAA 2007-1947, 2007.
- [24] Toft, H. S., Sorensen, J. D., Reliability-Based Design of Wind Turbine Blades, *Journal of Structural Safety*, 33, 333-342, 2011.
- [25] Sorensen, J. D., "Reliability of Wind Turbines" erişim adresi: <http://www.west.aau.dk/Livslang2002/Reliability-JDS1.pdf>, erişim tarihi: 24.04.2014.
- [26] "JCSS: Probabilistic Model Code Part I and Part II" erişim adresi: http://www.jcss.byg.dtu.dk/Publications/Probabilistic_Model_Code.aspx, erişim tarihi: 24.04.2014.
- [27] Echavarria, E., Hahn, B., van Bussel, G. J. W., Tomiyama, T., Reliability of Wind Turbine Technology Through Time, *Journal of Solar Energy Engineering*, 130, 031005, 2008.
- [28] Gasch, R., Twele, J., *Wind Power Plants*, *Solarpraxis and James & James Ltd.* Londra, Birleşik Krallık, 2002.
- [29] Hansen, M. O. L., *Aerodynamics of Wind Turbines*, *Solarpraxis and James & James Ltd.* Londra, Birleşik Krallık, 2002.
- [30] *Wind Energy Report Germany 2006*, ISET, Kassel, 2006.

- [31] WindStats Newsletter, 12(4) - 14(3), Danimarka, 1999-2001.
- [32] Ribrant, J., Reliability Performance and Maintenance - A Survey of Failures in Wind Power Systems, *Yüksek Lisans Tezi*, KTH School of Electrical Engineering, Stockholm.
- [33] Van Bussel, G. J. W., Zaaijer, M. B., Estimation of Turbine Reliability Figures within the DOWEC Project, TU Delft, 10048, 2003.
- [34] Durstewitz, M., A Statistical Evaluation of Icing Failures in Germany's 250 MW Wind Program, ISET, Kassel, 2005.
- [35] Tavner, P. J., Edwards, C., Brinkman, A., Spinato, F., Influence of Wind Speed on Wind Turbine Reliability, *Wind Engineering*, 30(1), 55-72, 2006.
- [36] Wu, Y. T., Shin Y.; Sues, R., Cesare, M., Safety Factor Based Approach for Probability-based Design Optimization, Proceedings of 42nd AIAA/ASME/ASCE/AHS/ASC Structures, Structural Dynamics and Materials Conference, Seattle, WA, AIAA Paper 2001-1522, 2001.
- [37] Lee, T. W. ve Kwak, B. M., A Reliability-Based Optimal Design Using Advanced First Order Second Moment Method, *Mechanics of Structures and Machines*, Vol. 15, No. 4, 523-542, 1987-88.
- [38] Huang, B. ve Du, X. Uncertainty Analysis by Dimension Reduction Integration and Saddlepoint Approximations, *J.Mech. Des.*, 126(1), 26-33, 2006.
- [39] Ceyhan, O., 2008, Aerodynamic Design and Optimization of Horizontal Axis Wind Turbines by Using BEM Theory and Genetic Algorithm, *Yüksek Lisans Tezi*, Orta Doğu Teknik Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- [40] European Wind Energy Association (EWEA), Wind Energy Factsheets 2010, http://www.ewea.org/fileadmin/ewea_documents/documents/publications/factsheets/Factsheets.pdf, Erişim Tarihi: 17 Temmuz 2013.
- [41] Ceyhan, O., Ortakaya, Y., Korkem, B., Sezer-Uzol, N., Tuncer, I.H., Optimization of Horizontal Axis Wind Turbines by Using BEM Theory and Genetic Algorithm, 5th Ankara International Aerospace Conference, Ankara, AIAC-2009-044, 2009.
- [42] Burton T., Sharpe D., Jenkins N., Bossanyi E., Wind Energy Handbook, *John Wiley and Sons*, 2001.
- [43] Snel H., Review of Aerodynamics for Wind Turbines, *Wind Energy*, Vol. 6, 203-211, 2003.
- [44] Manwell J. F., McGowan J. G., Rogers A. L., Wind Energy Explained, *John Wiley and Sons*, 2010.
- [45] Acar, E., 2010-2011 Akademik yılı Bahar Dönemi, MAK 405 Güvenilirlik ders notları, TOBB ETÜ.
- [46] Rao, S.S., Reliability-based Design, *McGraw-Hill*, New York, 1992.

- [47] Usta, R.Ç., 2013, Takviyeli Uçak Gvde Plakasının ve Yapısal Testlerinin Gvenilirlik Tabanlı Optimizasyonu, *Yksek Lisans Tezi*, TOBB ET Fen Bilimleri Enstits, Ankara.

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı : KANDEMİR, Nehir
Uyruğu : T.C.
Doğum tarihi ve yeri : 27.02.1990, Ankara
Medeni hali : Bekar
Telefon : 0 (535) 625 87 49
e-mail : nehir.kandemir@etu.edu.tr

Eğitim

| Derece | Eğitim Birimi | Mezuniyet tarihi |
|---------------|--|------------------|
| Yüksek Lisans | TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi Makine Mühendisliği Bölümü | 2014 |
| Lisans | TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi Makine Mühendisliği Bölümü | 2011 |
| Lise | TED Ankara Koleji Vakfı Özel Lisesi | 2007 |

İş Deneyimi

| Yıl | Yer | Görev |
|-----------|--|--------------------------------|
| 2012–2014 | TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi Makine Mühendisliği Bölümü | Burslu Yüksek Lisans Öğrencisi |
| 2011 | TUSAŞ - Türk Havacılık ve Uzay Sanayii A.Ş. | Stajyer |
| 2009 | Er Makina İş Makinaları Dişli ve Yedek Parça San. Tic. Ltd. Şti | Stajyer |
| 2008 | Eyüp Sabri Tuncer Kozmetik Sanayi A.Ş | Stajyer |

Yabancı Dil

İngilizce (ileri düzeyde), İtalyanca (orta düzeyde), Almanca (temel düzeyde)

Yayınlar

Uluslararası Konferans Yayınları

Kandemir, N., Acar, E., 2013, Reliability Estimation of a Horizontal Axis Wind Turbine Using Tail Modeling, *7th Ankara International Aerospace Conference*, Ankara, AIAC-2013-088.

Uluslararası Çalıştay Yayınları

Kandemir, N., Acar, E., Reliability Estimation of Aircraft Structures Using Tail Modelling, *2nd International Workshop on Physics-Based Modelling of Material Properties and Experimental Observations with special focus on Fracture and Damage Mechanics*, Antalya, Türkiye, Mayıs 2013.