

**ORTA KARADENİZ BÖLGESİNDE
RÜZGAR HIZININ PANEL VERİLİ
REGRESYON MODELİ YARDIMIYLA
TAHMİN EDİLMESİ**

ZEYNEP ATLI

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI**

**T.C.
SİNOP ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**ORTA KARADENİZ BÖLGESİNDE RÜZGAR HIZININ PANEL VERİLİ
REGRESYON MODELİ YARDIMIYLA TAHMİN EDİLMESİ**

ZEYNEP ATLI

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI**

DANIŞMAN

Yrd. Doç. Dr. Alper SİNAN

SİNOP - 2012

T.C.
SİNOP ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Bu çalışma, jürimiz tarafından 07/09/2012 tarihinde yapılan sınav ile İstatistik
Anabilim Dalında YÜKSEK LİSANS tezi olarak kabul edilmiştir.

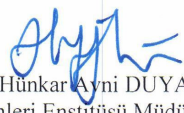
Başkan : Prof. Dr. Aşır GENÇ
Üye : Yrd. Doç. Dr. Alper SİNAN
Üye : Yrd. Doç. Dr. Nazan DANACIOĞLU



ONAY :

Yukarıdaki imzaların adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu onaylarım.

07/09/2012


Doç. Dr. Hünkar Ayni DUYAR
Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

ORTA KARADENİZ BÖLGESİNDE RÜZGAR HIZININ PANEL VERİLİ REGRESYON MODELİ YARDIMIYLA TAHMİN EDİLMESİ

ÖZET

Panel veri analizi özellikle ekonomik ilişkilerin tahmininde kullanılan oldukça yaygın bir yöntemdir. Panel veri analizinde kullanılan modeller sabit etkili model ve rastgele etkili model olarak iki başlık altında incelenebilir. Bu modeller birime, zamana, birime ve zamana göre ayrı ayrı incelenebilir. Böylelikle birimler arası farklılıklar, zaman dönemlerine ve birime ve zamana göre farklılıklar göz önünde bulundurularak tahmin yapılır.

Bu çalışmada panel veri modelleri kullanılarak 2009-2010 yılları arasındaki rüzgar hızı tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bu amaçla rüzgar hızı açıklanan değişken, ortalama maksimum sıcaklık, ortalama minimum nem, ortalama nem açıklayıcı değişkenler olarak alınmıştır. Uygulamada sabit etkili model ve rastgele etkili model karşılaştırılarak, kullanılan veriler için en uygun modelin bulunması amaçlanmıştır. Sonuç olarak uygulamada kullanılan veriler için sabit etkili modelin daha uygun olduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Panel Veri, Rastgele Etkili Model, Rüzgar Hızı, Sabit Etkili Model,

PREDICTING THE WIND SPEED OF THE CENTRAL BLACK SEA REGION WITH REGRESSION MODEL FOR PANEL DATA

ABSTRACT

Panel data analysis is a common method used in the prediction of particularly economic relations. Models used in panel data analysis can be classified as fixed effects model and random effects model. These models can be analysed according to unit, time or unit and time so that predictions can be made considering differences among units, and differences in time phases, time and unit.

This study attempts to predict wind speed between the years 2009 and 2010 using panel data models. In order to achieve this, the variable whose wind speed is described, maximum temperature in average, minimum humidity in average and average humidity descriptors in have been taken as variables. The aim of the study is to determine the most appropriate model by comparing fixed effects model and random effects model for the set of data. In conclusion, fixed effects model have been found out to be more appropriate.

Key Words: Panel data, Random effects model, Wind speed, Fixed effects model

TEŞEKKÜR

Tez çalışmam süresince; benden yardımlarını esirgemeyen ve çalışmamın her aşamasında beni yönlendiren danışman hocam Sayın Yrd. Doç. Dr. Alper SİNAN'a güler yüzü, sabrı ve anlayışı için teşekkür ederim.

Eğitim hayatım boyunca benden desteklerini esirgemeyen ve kendimi geliştirebilmem için hiçbir fedakârlıktan kaçınmayan sevgili anneme ve sevgili babama, kardeşim Eren'e, benden desteğini esirgemeyen ablama, çalışmam boyunca bana her zaman destek olan Gökhan Oğuz Kaya'ya, bana moral veren ve her zaman yanımda olan arkadaşlarıma teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

ÖZET	i
ABSTRACT	ii
TEŞEKKÜR	iii
İÇİNDEKİLER	iv
SEMBOLLER VE KISALTMALAR LİSTESİ	vi
ŞEKİLLER LİSTESİ	vii
ÇİZELGELER LİSTESİ	viii
1. GİRİŞ	1
2. GENEL BİLGİLER	3
2.1. Çoklu Regresyon Analizi	3
2.1.1. En Küçük Kareler Yöntemi	4
2.1.2. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi	5
3. PANEL VERİ REGRESYON MODELLERİ	7
3.1. Panel Veri	7
3.2. Sabit Etkili Model	10
3.2.1. Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Model	10
3.2.2. Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model	13
3.2.3. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model	16
3.3. Rastgele Etkili Model	21
3.3.1. Birim Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model	21
3.3.2. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model	26
3.4. Sabit Etkili Model ve Rastgele Etkili Modelin Karşılaştırılması	29
4. UYGULAMA	32
4.1. Klasik Model Tahminleri	34

4.2. Sabit Etkili Model Tahminleri	34
4.2.1. Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Tahminleri	34
4.2.2. Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Tahminleri	37
4.2.3. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Tahminleri	40
4.3. Rastgele Etkili Model Tahminleri	43
4.3.1. Birim Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model Tahminleri	43
4.3.2. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model Tahminleri	45
4.4. Hausman Testi ile Sabit ve Rastgele Etkili Modelin Karşılaştırılması	46
5. SONUÇ	48
6. KAYNAKLAR	50
ÖZGEÇMİŞ	53

SEMBOLLER VE KISALTMALAR LİSTESİ

SEMBOLLER

$\otimes$	Kronoker Çarpımı
α_i	Birim Etkisi
λ_t	Zaman Etkisi
β	Eğim Parametresi
$\hat{\beta}_{SE}$	Sabit Etkili Model Eğim Parametresi
$\hat{\beta}_{RE}$	Rastgele Etkili Model Eğim Parametresi
I	Birim Matris
ι	Birlerden Oluşan Matris
D	Kukla Değişken Matrisi

KISALTMALAR

EKK	En Küçük Kareler
BLUE	Doğrusal En İyi Sapmasız Tahmin Edici
GEKK	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
HKO	Hata Kareler Ortalaması
HKT	Hata Kareler Toplamı
KDEKK	Kukla Değişkenli En Küçük Kareler
LM	Lagrange Çarpanı

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 4.1. Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Grafiği	36
Şekil 4.2. Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Grafiği	38
Şekil 4.3. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Grafiği	41
Şekil 4.4. Birim Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model Grafiği	44

ÇİZELGELER LİSTESİ

Çizelge 3.1. Panel Veri Tablosu	8
Çizelge 4.1. Uygulamada Kullanılan Veriler İçin Panel Veri Tablosu	33
Çizelge 4.2. Klasik Modelin Parametre Tahminleri	34
Çizelge 4.3. Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Modelin Parametre Tahmini	35
Çizelge 4.4. E-views Programı İle Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Model İçin Bulunan Sonuçlar	37
Çizelge 4.5. Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Modelin Parametre Tahmini	38
Çizelge 4.6. E-views Programı İle Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model İçin Bulunan Sonuçlar	39
Çizelge 4.7. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Modelin Parametre Tahminleri	40
Çizelge 4.8. E-views Programı İle Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model İçin Bulunan Sonuçlar	42
Çizelge 4.9. E-views Programı İle Birim Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model İçin Bulunan Sonuçlar	45
Çizelge 4.10. E-views Programı İle Birim ve Zaman Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model İçin Bulunan Sonuçlar	46
Çizelge 4.11. Hausman Testi Sonuçları	47

1.GİRİŞ

İstatistiksel arařtırmalarda farklı veri türleri kullanılmaktadır. Bu veri türleri arařtırmalarda sıklıkla kullanılan zaman serisi ve yatay kesit verisidir. Zaman serisi ve yatay kesit serileriyle ayrı ayrı analizler yapılabilmektedir. Bazı durumlarda hem zaman serisi hem de yatay kesit verilerinin birlikte kullanılması gerekebilir. Bu durumda iki veri türünün birleřtirilmesinden elde edilen panel verilerin kullanılması gerekir. Panel veri kullanımının zaman serisi ve yatay kesit verilerine göre üstün yönleri bulunduğundan özellikle son yıllarda yaygın olarak kullanılmaktadır.

Panel veri ile yapılan çalışmalarda birimler arası farklılıkları ve zaman dönemleri arasındaki farklılıkları yansıtan; birimlerin ve zaman dönemlerinin birbirinden farklı olduğunu gösteren farklı modeller kurulabilir (Öztürk, 2011). Bu modeller sabit etkili model ve rastgele etkili model olarak sınıflandırılabilir. Sabit etkili model ilk olarak Mundlak (1961) ve Hoch (1962) tarafından önerilmiştir. Balestra ve Nerlove (1966) rastgele etkili modelini önermişlerdir. Wallace ve Hussain (1969), Madalla (1971), Nerlove (1971) ve Fuller ve Battase (1973) rastgele etkili modele ilavelerde bulunmuşlardır. Literatürde çoğunlukla ekonomi alanında panel veri analizi kullanılarak yapılan birçok çalışma bulunmaktadır. Özer ve Biçerli (2004) Türkiye’de kırsal ve kentsel alanlarda kadınların işgücüne katılım oranlarını panel veri analizi ile incelemişlerdir. Tüzüntürk (2005) İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında hisse senedi fiyat volatilesi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi panel veri modelleri kullanarak incelemiştir. Daşdemir (2008) AB üyesi ülkelerde beşeri sermaye ve ekonomik büyüme ilişkisi üzerine bir çalışma yapmıştır. Sinan (2010) panel veri analizi için yarıparametrik panel veri modellerinin kullanımı incelemiştir. Barutçu (2010) Türkiye’de terörizmin ekonomik kalkınmaya etkisini araştırmıştır. Ekonomik ilişkilerin tahmininden farklı olarak Izady ve arkadaşları (2011) panel veri modelleri kullanarak Neishaboar ovasındaki yer altı su seviyelerinin tahminiyle ilgili bir çalışma yapmıştır.

Bu tez çalışmasında panel veri analizi kullanılarak rüzgar hızı tahmin edilmeye çalışılmış; ve panel veri modelleri karşılaştırılarak en uygun modelin bulunması amaçlanmıştır.

Çalışmanın birinci bölümünde tezin amacı ve içeriği anlatılmış ve panel veri kullanılarak yapılan çalışmalardan bahsedilmiştir.

İkinci bölümde genel bilgilere yer verilmiştir. Çoklu regresyon analizi anlatılmış ve tahmin yöntemlerinden en küçük kareler (EKK) ve genelleştirilmiş en küçük kareler (GEKK) yöntemlerinden bahsedilmiştir.

Üçüncü bölümde panel veri kavramı açıklanmış ve panel veri kullanımının avantajları ve dezavantajlarından bahsedilmiştir. Panel veri kullanılarak oluşturulacak modellerden sabit etkili modeller ve rastgele etkili modeller anlatılmıştır. Sabit etkili model birime, zamana, birim ve zamana göre; rastgele etkili model ise birim ve birim ve zamana göre incelenmiştir. Bu modellerin tahmin yöntemleri ve test istatistiklerinden bahsedilmiştir.

Çalışmanın dördüncü bölümünde rüzgar hızının tahminiyle ilgili uygulama yer almaktadır. 2009-2010 yılları arasında Karadeniz bölgesindeki bazı illere ait meteorolojik veriler kullanılarak panel verili modeller oluşturulmuştur. Her model için yapılan tahminler grafikler ve tablolar yardımıyla gösterilmiş; ve elde edilen sonuçlar yorumlanmıştır. Panel veri modellerinden yararlanılarak en uygun model bulunmaya çalışılmıştır.

Çalışmanın son bölümü ise çalışmada elde edilen bulguların yorumlandığı sonuç bölümüdür. Yapılan karşılaştırmalar sonucunda kullanılan veriler için sabit etkili modelin tahminin uygun olacağı görülmüştür.

2.GENEL BİLGİLER

2.1 Çoklu Regresyon Analizi

Regresyon analizi açıklanan değişken ile açıklayıcı değişkenler arasındaki bağıntının belirlenmesinde ve bu bağıntı yardımıyla istatistiksel sonuçların elde edilmesinde kullanılan yöntemlerden oluşmaktadır. Regresyon analizinde amaç, açıklanan değişkeni açıklayıcı değişkenlerin bir fonksiyonu olarak elde etmek ve bu fonksiyon yardımıyla açıklanan değişken değerlerini ve açıklayıcı değişkenlerin açıklanan değişken üzerindeki etkilerini tahmin etmektir.

Çoklu regresyonda açıklanan değişken y , $x_1, x_2, \dots, x_k$ gibi birden fazla açıklayıcı değişken tarafından belirlenmektedir. Çoklu doğrusal regresyon modeli,

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + u_i \quad i = 1, \dots, n \quad (2.1)$$

Burada $i = 1, \dots, n$ gözlem sayısını, k açıklayıcı değişken sayısını ifade etmektedir. Bu modelde β_j , ($j = 1, \dots, k$) bilinmeyen parametreleri göstermektedir ve regresyon katsayıları olarak adlandırılırlar.

Model n gözlem için açık olarak yazılırsa,

$$\begin{aligned} y_1 &= \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{12} + \dots + \beta_k x_{1k} + u_1 \\ y_2 &= \beta_0 + \beta_1 x_{21} + \beta_2 x_{22} + \dots + \beta_k x_{2k} + u_2 \\ &\vdots \\ y_n &= \beta_0 + \beta_1 x_{n1} + \beta_2 x_{n2} + \dots + \beta_k x_{nk} + u_n \end{aligned}$$

biçiminde olur. Buradan hareketle doğrusal model matris gösterimiyle,

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix}$$

biçiminde yazılır ve

$$Y = X\beta + u \quad (2.2)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada, Y , $n \times 1$ boyutlu açıklanan değişken vektörü; X , $n \times (k+1)$ boyutlu açıklayıcı değişken matrisi; β , $(k+1) \times 1$ boyutlu parametre

vektörü; u , $n \times 1$ boyutlu hata vektörü β_j parametresi, açıklayıcı değişkende birimlik değişimin açıklanan değişken y üzerindeki değişimini gösteren regresyon katsayısıdır. Y modeldeki $X\beta$ ve hata terimleri vektörünün toplamına eşittir.

Hata terimi u , ile ilgili varsayımlar,

1. $u \sim N(0, \sigma^2 I)$ hata terimleri sıfır ortalama ve sabit varyansla normal dağılıma sahiptir.
2. $Cov(u_i, u_j) = 0 \quad i \neq j$ hata terimlerinin birbirleri ile ilişkili değildir.
3. $cov(x_i, u_i) = 0$ açıklayıcı değişkenler ile hata terimleri arasında ilişki yoktur.
4. u vektörü X matrisinin her bir sütun vektörüne diktir.
5. X matrisi tam sütun ranklıdır, $rank(X) = p$
6. $X'X$ tekil olmayan bir matristir.
7. Model doğru kurulmuştur.

şeklindedir (Alp, 2011). Çoklu regresyon modelinde EKK yöntemi parametre tahmininde yaygın olarak kullanılan yöntemlerden biridir.

2.1.1. En Küçük Kareler Yöntemi

EKK yöntemi, regresyon katsayılarının tahmini için kullanılır. Hata terimi u , $E(u) = 0$ ve $V(u) = \sigma^2 I$ olduğu ve birbirleriyle ilişkisiz olduğu varsayılın. EKK yöntemi, gözlenen y ile tahmin edilen $\hat{y}$ 'ler arasındaki farkın karesini en küçük yapan $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ parametrelerini tahmin etmeyi amaçlar. Yani $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ en küçük $\sum u^2$ değerini verecektir. $u = Y - X\beta$ olduğundan

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 &= \hat{u}'\hat{u} = (y - X\hat{\beta})'(y - X\hat{\beta}) \\ &= y'y - \hat{\beta}'X'y - y'X\hat{\beta} + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} \\ &= y'y - 2\hat{\beta}'X'y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} \end{aligned}$$

şeklinde yazılabilir. $\hat{\beta}'X'y$ skalerdir ve devriği $(\hat{\beta}'X'y)' = y'X\hat{\beta}$ 'ya eşittir (Montgomery ve Peck, 1992). HKT'nin EKK tahmin edicisi $\hat{\beta}$ 'ya göre kısmi türevi alınarak sıfıra eşitlendiğinde,

$$\frac{\partial \hat{u}'\hat{u}}{\partial \hat{\beta}} = -2X'y + 2X'X\hat{\beta} = 0$$

$$X'X\hat{\beta} = X'y \quad (2.3)$$

şeklinde elde edilir ve $\hat{\beta}$ 'nın EKK tahmin edicisi,

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y \quad (2.4)$$

olarak elde edilir. Tahmin edicilerin varyansı,

$$V(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'X)^{-1} \quad (2.5)$$

biçimindedir (Rencher ve Shaalje, 2008).

2.1.2. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi

$Y = X\beta + u$ çoklu doğrusal regresyon modelinde hata teriminin $E(u) = 0$ ve $V(u) = \sigma^2 I$ olduğu kabul edilir. Bazı durumlarda bu varsayımlar geçerli olmayabilir. V , $n \times n$ boyutlu bilinen matris olmak üzere hataların varyansı $V(u) = \sigma^2 V$ olduğu durumda klasik EKK yöntemi uygulanamaz. Eğer V , köşegen elemanları eşit olmayan köşegen matris ise y gözlemleri ilişkili değildir; fakat V 'nin köşegen dışı elemanlarının bazıları sıfırdan farklı ise y gözlemleri ilişkilidir (Montgomery ve Peck, 1992). $V(u) = \sigma^2 V$ olduğunda,

$$y = X\beta + u \quad (2.6)$$

modelinden elde edilen EKK tahmin edicisi en iyi yansız tahmin edici olmayacaktır. Bu durumda en iyi yansız tahmin edicileri elde etmek için (2.6) modeline dönüşüm uygulanır. V matrisi pozitif tanımlı olduğundan, $V = PP'$ eşitliğini sağlayan $n \times n$ boyutlu tekil olmayan P matrisi her zaman vardır (Rencher ve Schaalje, 2008).

Model (2.6) P^{-1} matrisiyle çarpıldığında,

$$P^{-1}y = P^{-1}X\beta + P^{-1}u \quad (2.7)$$

modeli elde edilir.

$$E(P^{-1}u) = P^{-1}E(u) = P^{-1}0 = 0 \text{ ve}$$

$$\begin{aligned}\text{cov}(P^{-1}u) &= P^{-1} \text{cov}(u)(P^{-1})' \\ &= P^{-1} \sigma^2 V (P^{-1})' = \sigma^2 P^{-1} P P' (P')^{-1} = \sigma^2 I\end{aligned}$$

olacaktır (Rencher ve Schaafje, 2008). Hatalarla ilgili varsayımlar sağlandığından, dönüştürülmüş model (2.7)' den elde edilen tahmin ediciler BLUE'dir. Dönüştürülmüş modelden elde edilen $\hat{\beta}$ tahmin edicisi ve bu tahmin edicinin varyansı,

$$\hat{\beta} = (X' V^{-1} X)^{-1} (X' V^{-1} y) \quad (2.8)$$

$$V(\hat{\beta}) = \sigma^2 (X' V^{-1} X)^{-1} \quad (2.9)$$

şeklinde elde edilir ve $\hat{\beta}$ tahmin edicisine genellikle GEKK tahmin edicisi denir (Montgomery ve Peck, 1992).

3. PANEL VERİ REGRESYON MODELLERİ

3.1. Panel Veri

Ekonometrik çalışmalarda genellikle zaman serisi, yatay kesit verisi (cross section) ve birleştirilmiş (pooled) olmak üzere üç çeşit veri tipi kullanılmaktadır (Gujarati, 2004). Zaman serisi, bir değişkenin bir zaman aralığındaki gözlemler kümesidir. Yatay kesit verisi ise belli bir zaman noktasında birden fazla değişkene ait verilerdir. Birleştirilmiş (pooled) veri zaman serileri ve yatay kesit verilerinin her ikisinin de ögesidir. Panel veri birleştirilmiş verinin özel bir türüdür. Bireyler, ülkeler, firmalar, hane halkı gibi birimlere ait yatay kesit gözlemlerinin belli bir dönemde bir araya getirilmesi olarak tanımlanabilir. Örneğin 1987-2007 döneminde farklı ülkelerden Türkiye'ye gelen turist sayısı panel veriye örnek olarak verilebilir.

Panel veri kullanımının yatay kesit ve zaman serisine göre birçok avantajı vardır. Panel veri N sayıda yatay kesit ve T sayıda zaman serisi verisinin birleşiminden oluştuğu için araştırmacıya daha geniş bir veri kümesi ile çalışma imkanı sağlar. Gözlem sayısının artması serbestlik derecesini artırır, açıklayıcı değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantıyı azaltır ve böylelikle tahminlerin etkinliği artar (Hsiao, 2003). Panel veri birimlerin heterojenliğini kontrol eder. Birimlerin, ülkelerin, firmaların heterojen olduğunu ileri sürer. Panel veri kümesi kullanılarak tahmin edilen regresyon modellerinde birimlerin heterojenliği ve zamana bağlı heterojenlik, modelin yapısında tanımlanarak hesap edilmektedir (Tüzüntürk, 2005). Heterojenliğin kontrol edilmediği yatay kesit zaman serisi çalışmalarında yanlış sonuçlar elde etme riski fazladır. Panel veri, sadece zaman serisi ya da sadece yatay kesit verisi ile kurulamayan daha karmaşık modellerin kurulmasına ve test edilmesine imkan sağlar. Sadece zaman serisi ve sadece yatay kesit verilerinde açık bir şekilde ortaya çıkarılamayan etkileri ölçmede ve belirlemede panel veri daha iyidir. Bu duruma Ben-Porath (1973)'in evli kadınların işgücüne katılımı ile ilgili yaptığı çalışma örnek olarak verilebilir. Bu örneğe göre, çalışan evli kadınların yıllık ortalama iş gücüne katılım oranının %50 olduğu yatay kesit verisine sahip olduğu varsayılın. Bu bulgu, homojen bir grupta her kadının, verilen herhangi bir yılda, iş gücüne katılma şansının %50 olduğu şeklinde yorumlanabilirken, heterojen bir grupta kadınların %50'sinin daima çalıştığı %50'sinin ise hiç çalışmadığı şeklinde yorumlanabilir. Birinci durumda, her kadının evli olarak geçirdiği yaşamının yarısını iş gücüne katılarak geçirmesi ve yarısını ise, çalışmadan geçirmesi beklenir. İkinci durumda ise, mevcut iş durumu ile ilgili bilgiler gelecekteki iş durumunun çok iyi

bir şekilde tahmin edilmesine imkan verir. Bu iki durum ancak panel veri analizi ile ayırt edilebilir (Hsiao, 2003).

Panel verinin üstün yanları olduğu gibi zayıf yönleri de bulunmaktadır. Panel veri kullanımında verilerin toplanması ve düzenlenmesi ile ilgili problemlerle karşılaşılabilir. Bu problemler ilgilenilen kitlenin eksik sayılması, anketi yapan kişinin hatası veya cevaplayan kişinin işbirliği yapmaması nedeniyle cevap alınamaması, anketin yapılma sıklığı, cevaplayan kişinin doğru cevabı hatırlayamaması gibi problemleri kapsar. Ölçme hatalarının çarpıtılması; açık olmayan sorular nedeniyle hatalı yanıtlar verilmesi; kasıtlı yanlış verilen cevaplar; cevapların kaydedilmemesi, anketi yapan kişinin etkilemesi gibi nedenler ölçüm hatalarına neden olabilir (Baltagi, 2005).

Panel veri setine ait tablo Çizelge 3.1’deki gibi gösterilebilir (Sinan, 2010).

Çizelge 3.1. Panel Veri Tablosu

i	t	Y_{it}	k		
			1	...	q
1	1	Y_{11}	x_{111}		x_{q11}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	...	$\vdots$
1	T	Y_{1T}	x_{11T}		x_{q1T}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	...	$\vdots$
N	1	Y_{N1}	x_{1N1}		x_{qN1}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	...	$\vdots$
N	T	Y_{NT}	x_{1NT}		x_{qNT}

$i = 1, \dots, N$ yatay kesit boyutudur; i . bireye ait gözlem değerini gösterir, $t = 1, \dots, T$ zaman boyutunu göstermektedir; t . zamandaki gözlem değeridir. $k = 1, \dots, q$ açıklayıcı değişkenlerin indisidir ve q adet açıklayıcı değişkenin varlığını belirtir. Y_{it} açıklanan değişken, x_{kit} açıklayıcı değişkenlerdir.

Regresyon modeli üzerinde panel veri ile kurulabilecek farklı model tipleri vardır. Eğim katsayısı ve sabit katsayısının birime, zamana veya birime ve zamana göre farklılık göstermesine bağlı olarak çeşitli panel veri modelleri oluşturulabilir.

Eğim katsayılarının ve sabit katsayısının birime ve zamana göre farklılık gösterdiği model,

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.1)$$

şeklinde oluşturulur (Hsiao, 2003). Burada y_{it} açıklanan değişkene ait i. birimin t. zamanda aldığı açıklanan değişken değeri, x_{kit} k. açıklayıcı değişkenin i. birim ve t. zamandaki değeri, α_{it} her birim ve zamana göre farklı olduğu düşünülen sabit parametreyi, β_{kit} hem birim hem de zamana göre farklı olan eğim parametresini göstermektedir. Bu modelde her birimin her bir zamanına ait sabit parametre ve eğim parametresi yer almaktadır. Tahmin edilecek parametre sayısı gözlem sayısını aştığından bu model tahmin edilememektedir. Eğim parametrelerinin sabit olduğu ve α_i sabit katsayısının birimlere göre farklılık gösterdiği model ise

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.2)$$

biçiminde oluşturulur (Hsiao, 2003). Panel veri kullanılarak oluşturulacak diğer bir model ise eğim katsayılarının birime ve zamana göre meydana gelen farklılıklardan etkilenmediği ve sabit katsayının birim ve zamana göre değiştiği model,

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.3)$$

şeklindedir (Hsiao, 2003). α_i sabit katsayısının ve β_{ki} eğim parametresinin birimden birime farklılık gösterdiği panel verili model,

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.4)$$

şeklinde yazılabilir (Hsiao, 2003). Eğim parametresinin ve sabit katsayının birime ve zamana göre farklılık göstermediği model

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.5)$$

biçimindedir. Eşitlik (3.5)' te verilen model klasik model olarak da bilinmektedir. Model (3.1) ve model (3.2) tüm parametrelerin birime ve zamana göre sabit varsayıldığı modele göre yeterli bir alternatif sağladığından panel veri analizinde sıklıkla

kullanılmaktadır (Hsiao, 2003). Bu modeller katsayıların sabit ya da rastgele olmasına bağlı olarak sınıflandırılabilir.

3.2. Sabit Etkili Model

Panel veri kullanılarak yapılan çalışmalarda, birimler arasındaki farklılıklardan kaynaklanan değişimi, modele dahil etmenin bir yolu; bu değişimin modelin katsayılarının bazılarında veya tümünde değişmeye yol açtığını varsaymaktır. Katsayıların birimlere, zamana veya birimlere ve zamana göre değiştiğinin varsayıldığı modellere “Sabit Etkili Model” denir (Öztürk, 2011).

3.2.1. Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Model

Modelde eğim parametrelerinin hem birime hem de zaman göre sabit olduğu ancak sabit katsayının birimden birime farklılık gösterdiği varsayılır (Matyas ve Sevestres, 2008). Böyle bir panel veri modeli eşitlik (3.6) ‘daki gibi yazılabilir;

$$y_{it} = \alpha_i + x_{kit}\beta_k + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.6)$$

Burada y_{it} i. birimin t. zamandaki bağımlı değişken değeri, x_{kit} , açıklayıcı değişken değeri, α_i birimlere göre farklılık gösteren sabit parametre, β_k eğim parametresi, u_{it} hata terimidir. u_{it} hata teriminin sıfır ortalama ve σ_u^2 varyansla bağımsız ve aynı dağıldığı varsayılmaktadır $u_{it} \sim i.i.d(0, \sigma_u^2)$. Birimler arasındaki farklılık modele açıklayıcı değişken olarak dahil edilen kukla değişkenler yardımıyla ele alınabilir (Sayyan, 2000).

Model açık olarak yazıldığında;

$$y_{it} = \alpha_1 D_{1t} + \dots + \alpha_N D_{Nt} + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad k = 1, \dots, q \quad (3.7)$$

modeli elde edilir. Modelde N sayıda birim arasındaki farklılık N sayıda kukla değişken kullanılarak incelenmektedir. Model matris gösterimiyle;

$$Y = D\alpha + X\beta + u = Z\delta + u \quad (3.8)$$

şeklinde yazılır (Roy, 1997). $NT \times N$ boyutlu D kukla değişken matrisi $D = I_N \otimes I_T$ şeklinde tanımlanır. Burada $\otimes$ sembolü kronoker çarpımını, I_N $N \times N$ boyutlu birim

matrisi ve I_T $T \times 1$ boyutlu 1'lerden oluşan vektörü ifade etmektedir. $Z = [D \ X]$ ve $\delta' = [\alpha' \ \beta']$ şeklindeki matrislerdir.

$Y \rightarrow (NT \times 1)$ boyutlu açıklanan değişken vektörü

$X \rightarrow (NT \times k)$ boyutlu açıklayıcı değişken matrisi

$\beta \rightarrow (k \times 1)$ boyutlu parametre vektörü

$\alpha \rightarrow (N \times 1)$ boyutlu sabit parametre vektörü

$u \rightarrow (NT \times 1)$ boyutlu hata vektörü

Matris gösterimi açık olarak

$$\begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ \vdots \\ y_{1T} \\ \vdots \\ y_{N1} \\ \vdots \\ y_{NT} \end{bmatrix}_{NT \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & \\ 0 & 1 & \vdots \\ \vdots & \vdots & 0 \\ & 0 & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{NT \times N} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \alpha_N \end{bmatrix}_{N \times 1} + \begin{bmatrix} x_{111} & x_{211} & \cdots & x_{q11} \\ x_{112} & x_{212} & \cdots & x_{q12} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{11T} & x_{21T} & \cdots & x_{q1T} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ x_{1N1} & x_{2N1} & \vdots & x_{qN1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{1NT} & x_{2NT} & \cdots & x_{qNT} \end{bmatrix}_{NT \times q} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_q \end{bmatrix}_{q \times 1} + \begin{bmatrix} u_{11} \\ u_{12} \\ \vdots \\ u_{1T} \\ \vdots \\ u_{N1} \\ \vdots \\ u_{NT} \end{bmatrix}_{NT \times 1}$$

şeklinde yazılabilir.

Model (3.8) kukla değişkenli en küçük kareler modeli (KDEKK) olarak da bilinir. Bu model klasik regresyon modelidir ve δ parametresinin en iyi doğrusal sapmasız (BLUE) tahmin edicileri $u'u$ minimize edilerek elde edilebilir. Ancak parametre tahmini yaparken $(N+q) \times (N+q)$ boyutlu matrisin tersini almak gerekir. N büyük olduğunda bu durum probleme neden olabilir. Bu nedenle parametrelerin tahmini için bölünmüş regresyondan yararlanılır (Roy, 1997). D matrisinden yararlanılarak M_N dönüşüm matrisi elde edilir ve dönüşüm matrisi M_N ,

$$M_N = I_{NT} - D(D'D)^{-1}D' \quad (3.9)$$

biçimindedir (Greene, 2002). Burada I_{NT} $NT \times NT$ boyutlu birim matris, D $NT \times N$ boyutlu kukla değişken matrisi de denilen 1 ve 0 'lardan oluşan matristir.

$$Q_T = I_T - \tilde{Q}_T \quad \tilde{Q}_T = \frac{l_T l_T'}{T} \text{ olmak üzere dönüşüm matrisi } M_N ,$$

$$M_N = I_N \otimes Q_T \quad (3.10)$$

biçiminde de yazılabilir (Roy, 1997). Model (3.8) M_N dönüşüm matrisiyle çarpıldığında;

$$M_N Y = M_N D\alpha + M_N X\beta + M_N u \quad (3.11)$$

$M_N D\alpha$ çarpımı α 'ların etkisini ortadan kaldırır ve

$$M_N Y = M_N X\beta + M_N u \quad (3.12)$$

modeli elde edilir. Bu dönüşüm ile tersi alınacak matrisin boyutu $(N+q) \times (N+q)$ 'dan $(q \times q)$ boyutuna küçülmüş olur (Baltagi, 2005). Dönüştürülmüş modele EKK yöntemi uygulanarak parametrelerin tahmini yapılabilir. Bu şekilde elde edilen tahmin edicilere KDEKK tahmin edicileri de denir.

β parametresinin tahmin edicisi ve varyansı,

$$\hat{\beta}_{SE} = (X' M_N X)^{-1} (X' M_N Y) \quad (3.13)$$

$$V(\hat{\beta}_{SE}) = \sigma_u^2 (X' M_N X)^{-1} \quad (3.14)$$

Hata teriminin varyans tahmin edicisi,

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u' u}{NT - N - q} \quad (3.15)$$

biçiminde elde edilir. $\hat{\beta}$ tahmininden sonra sabit katsayı α_i 'nin tahmin edicisi ve varyansı,

$$\bar{y}_{i\cdot} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T} \quad \bar{x}_{i\cdot} = \frac{\sum_{t=1}^T x_{it}}{T} \text{ olmak üzere,}$$

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_{i\cdot} - \bar{x}_{i\cdot} \hat{\beta}_{SE} \quad (3.16)$$

$$V(\hat{\alpha}_i) = \sigma_u^2 \left(\frac{1}{T} \bar{x}_i' V(\hat{\beta}_{SE}) \bar{x}_i \right) \quad (3.17)$$

biçiminde elde edilebilir (Matyas ve Sevestre, 2008). Modelin doğru kurulduğu ve hata terimlerinin 0 ortalama ve σ_u^2 varyansla bağımsız ve aynı dağıldığı varsayımı altında ($u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$) KDEKK tahmin edicileri BLUE'dir (Baltagi, 2005). Sabit etkili modelde parametre tahminleri için $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ olduğunda sadece $\hat{\beta}$ parametresi tutarlıdır. $\hat{\alpha}$ yalnızca $T \rightarrow \infty$ olduğu durumda tutarlıdır (Roy, 1997). Modelin tahmin edilmesinden sonra birimler arasında farklılığın olup olmadığının test edilmesi gerekir. Hipotezler,

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = 0$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots = \alpha_N \neq 0$$

şeklinde kurulur. Hipotezlerin testi için kullanılacak test istatistiği,

$$F = \frac{HKT_1 - HKT_2 / (N - 1)}{HKT_2 / (NT - N - q)} \quad (3.18)$$

şeklinde dir. HKT_1 kısıtlı modelden elde edilen hata kareler toplamı (HKT), HKT_2 kısıtsız modelden elde edilen HKT'dir (Baltagi, 2005). Hesaplanan F istatistiği $(N - 1)$ ve $(NT - N - k)$ serbestlik dereceli F tablo değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir. Birimler arasında farklılığın bulunduğu karar verilir ve kısıtsız model tahmin edilir.

3.2.2. Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model

Zaman etkisine sahip sabit etkili modelde eğim parametrelerinin hem birime hem de zaman göre sabit olduğu ancak sabit katsayının zaman dönemlerine göre farklılık gösterdiği varsayılır.

Zaman etkisine sahip sabit etkili model,

$$y_{it} = \lambda_i + x_{kit} \beta_k + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad k = 1, \dots, q \quad (3.19)$$

şeklinde yazılabilir. λ_i zamana göre farklılık gösteren sabit parametreyi, y_{it} i . birimin t . zamanda aldığı açıklanan değişken değerini, x_{kit} i . birimin t . zamanında aldığı

açıklayıcı değişken değerini, β_k eğim parametresi, u_{it} hata terimini göstermektedir. u_{it} hata teriminin birim etkisine sahip sabit etkili modelde olduğu gibi sıfır ortalama ve σ^2 varyansla bağımsız ve aynı dağıldığı varsayılmaktadır ($u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$). Bu modelde açıklayıcı değişkenlerin stokastik olmadığı ve hata terimlerinden bağımsız olduğu varsayılır. Hata terimi ve açıklayıcı değişken ile ilgili varsayımların geçerliliği altında EKK tahmin yöntemi ile tahmin edildiğinde α ve β 'nin EKK tahmin edicileri BLUE' dir (Tüzüntürk, 2005).

Zaman etkisine sahip sabit etkili modelde zaman dönemleri arasında farklılık yaratmak amacıyla modele T sayıda zaman kukla değişkeni eklenir. Model açık olarak,

$$y_{it} = \lambda_1 D_{i1} + \dots + \lambda_T D_{iT} + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_q x_{qit} + u_{it} \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T \quad k=1, \dots, q \quad (3.20)$$

şeklinde yazılabilir. Model matris gösterimiyle,

$$Y = D_T \lambda + X \beta + u \quad (3.21)$$

Burada D_T $NT \times T$ boyutlu zaman kukla değişkenidir. $D_T = \iota_N \otimes I_T$ şeklinde tanımlanır (Matyas ve Sevestre, 2008). Burada $\otimes$ sembolü kronker çarpımını, I_T $T \times T$ boyutlu birim matrisi ve ι_N $N \times 1$ boyutlu 1'lerden oluşan vektördür. λ $T \times 1$ boyutlu vektör, X $NT \times q$ boyutlu açıklayıcı değişken matrisi, Y $NT \times 1$ boyutlu açıklanan değişken matrisidir.

Model (3.21)'in matris gösterimi açık olarak;

$$\begin{bmatrix} y_{11} \\ \vdots \\ y_{1T} \\ y_{21} \\ \vdots \\ y_{N1} \\ \vdots \\ y_{NT} \end{bmatrix}_{NT \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{NT \times T} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \lambda_T \end{bmatrix}_{T \times 1} + \begin{bmatrix} x_{111} & x_{211} & \dots & x_{q11} \\ x_{112} & x_{212} & \dots & x_{q12} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{11T} & x_{21T} & \dots & x_{q1T} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ x_{1N1} & x_{2N1} & \vdots & x_{qN1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{1NT} & x_{2NT} & \dots & x_{qNT} \end{bmatrix}_{NT \times q} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_q \end{bmatrix}_{q \times 1} + \begin{bmatrix} u_{11} \\ u_{12} \\ \vdots \\ u_{1T} \\ \vdots \\ u_{N1} \\ \vdots \\ u_{NT} \end{bmatrix}_{NT \times 1}$$

şeklinde yazılabilir. Birim etkisine sahip sabit etkili modelde olduğu gibi parametre tahminleri için bölünmüş regresyondan yararlanılır.

Birim etkisine sahip sabit etkili modeldeki gibi M_T dönüşüm matrisi oluşturulur.

$$M_T = I_{NT} - D_T(D_T' D_T)^{-1} D_T' \quad (3.22)$$

M_T matrisi model (3.21) ile çarpıldığında,

$$M_T Y = M_T D_T \lambda + M_T X \beta + M_T u \quad (3.23)$$

$$M_T Y = M_T X \beta + M_T u \quad (3.24)$$

modeli elde edilir. Dönüştürülmüş modele EKK yöntemi uygulanarak parametre tahminleri yapılabilir. $\hat{\beta}_{SE}$ sabit etkili modelde β parametresinin tahmin edicisi olmak üzere β parametresinin tahmin edicisi ve varyansı eşitlik (3.25) ve eşitlik (3.26) 'daki gibi tahmin edilebilir,

$$\hat{\beta}_{SE} = (X' M_T X)^{-1} (X' M_T Y) \quad (3.25)$$

$$V(\hat{\beta}_{SE}) = \sigma_u^2 (X' M_T X)^{-1} \quad (3.26)$$

$\hat{\lambda}_t$ tahmin edicisi ve varyansı ise

$$\hat{\lambda}_t = \bar{y}_{.t} - \bar{x}_{.t}' \hat{\beta}_{SE} \quad (3.27)$$

$$V(\hat{\lambda}_t) = \hat{\sigma}_u^2 \left(\frac{1}{N} + \bar{x}_t' V(\hat{\beta}_{SE}) \bar{x}_t \right) \quad (3.28)$$

biçiminde elde edilir. Zaman etkisine sahip sabit etkili modelin hata teriminin varyans tahmini,

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum u' u}{NT - T - q} \quad (3.29)$$

şeklinde elde edilir.

Zaman dönemleri arasında fark olup olmadığının test edilebilmesi için F testinden yararlanılabilir. Hipotezler,

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_t = 0$$

$$H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_t \neq 0$$

biçimindedir. Hipotezlerin testi için kullanılacak test istatistiği,

$$F = \frac{HKT_1 - HKT_3 / (T - 1)}{HKT_3 / (NT - T - q)} \quad (3.30)$$

şeklindedir. HKT_1 kısıtlı modelden elde edilen HKT; HKT_3 kısıtsız modelden elde edilen HKT'dir. Hesaplanan F istatistiği $(T - 1)$ ve $(NT - T - q)$ serbestlik dereceli F tablo değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir. Zaman dönemlerine göre farklılığın bulunduğu karar verilir (Tüzüntürk, 2005).

3.2.3. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model

Birime ve zamana göre meydana gelen farklılıklar birim kukla değişkeni D_N ve zaman kukla değişkeni D_T ile modele dahil edilir. Ancak her iki değişkenin de modelde yer alması, belirlenme problemine yol açar çünkü $[D_N \ D_T]$ matrisinin sütunları tam doğrusal bağlantılı olduğu için N sayıda α ve T sayıda λ belirlenemez (Matyas ve Sevestre, 2008).

D_N ve I_N 'nin çarpımı ile D_{NT} elde edilir.

$$D_{NT} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}$$

D_T ve I_T matrislerinin çarpımı da D_{NT} 'ye eşittir.

$$\begin{bmatrix} D_N & D_T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_N \\ -I_T \end{bmatrix} = D_{NT} - D_{NT} = 0$$

matrislerinin çarpımı 0'a eşittir. Belirlenmenin sağlanabilmesi için bir sütun ihmal edilmelidir. Simetrinin sağlanabilmesi için bir sütun D_T matrisinden, bir sütun da D_N matrisinden çıkarılır ve modele toplam sabit terim (c) eklenir. Birim ve zaman etkilerinin birlikte yer aldığı model tüm örneklem için

$$y = D_{NT}c + D_{N-1}\alpha_* + D_{T-1}\lambda_* + X\beta + u \quad (3.31)$$

biçiminde yazılabilir (Matyas ve Sevestre, 2008).

$D_{NT} \rightarrow (NT \times 1)$ boyutlu bir rakamlarından oluşan matris

$D_{N-1} \rightarrow NT \times (N-1)$ boyutlu birim kukla değişken matrisi

$D_{T-1} \rightarrow NT \times (T-1)$ boyutlu zaman kukla değişken matrisi

$\alpha_* \rightarrow (N-1) \times 1$ boyutlu birim katsayısı vektörü

$\lambda_* \rightarrow (T-1) \times 1$ boyutlu zaman katsayısı vektörü

$u \rightarrow (NT \times 1)$ boyutlu hata vektörü

Toplam sabit ve kukla değişkenler D matrisinde bir araya getirildiğinde

$D = [D_{NT} \quad D_{N-1} \quad D_{T-1}]$ olarak elde edilir ve ilgili parametreler γ' vektöründe bir

araya getirilirse $\gamma' = [c \quad \alpha_* \quad \lambda_*]'$ elde edilir. Böylece model basit bir şekilde,

$$y = D\gamma + X\beta + u \quad (3.32)$$

şeklinde yazılabilir. u_{it} hata teriminin 0 ortalama ve sabit varyansla bağımsız ve aynı

dağıldığı varsayımı altında EKK tahmin ediciler BLUE 'dir. $T \rightarrow \infty$ olduğunda sadece

$\hat{\alpha}_i$ tutarlı tahmin edicidir, $N \rightarrow \infty$ olduğunda $\hat{\lambda}_t$ tutarlı bir tahmin edicidir (Matyas ve Sevestre, 2008).

N ve T 'nin küçük olması durumunda y ve x değişkenlerine dönüşüm uygulanır ve

model EKK tahmin yöntemiyle ile tahmin edilir (Tüzüntürk, 2005). Birim etkisine sahip

sabit etkili modele zaman etkisi λ_t eklenerek model genişletilir ve model,

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta'x_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T-1 \quad (3.33)$$

şeklinde yazılır. Modelde tam doğrusal bağlantı sorunundan kurtulmak için $T-1$ zaman

dönemi alınmıştır. Modelde simetrinin sağlanabilmesi amacıyla, modele c sabit terimi

eklenir. Model simetrik formda,

$$y_{it} = c + \alpha_i + \lambda_t + \beta' x_{it} + u_{it} \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T \quad (3.34)$$

biçiminde yazılır. $\sum_i \alpha_i = \sum_t \lambda_t = 0$ kısıtlaması getirilerek N sayıda birim ve T sayıda zaman etkisi modele dahil edilmiş olur (Greene, 2002). β parametresinin EKK yöntemiyle tahmini için X ve Y 'nin dönüştürülmüş değerleri,

$$y_{*it} = y_{it} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.t} + \bar{y} \quad (3.35)$$

$$x_{*it} = x_{it} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.t} + \bar{x} \quad (3.36)$$

eşitlikleri ile bulunur. Hesaplamada kullanılan $\bar{y}_{i.}$ ve $\bar{x}_{i.}$ i .birimdeki gözlemlerin ortalamasıdır ve

$$\bar{y}_{i.} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T} \quad \bar{x}_{i.} = \frac{\sum_{t=1}^T x_{it}}{T} \quad (3.37)$$

formülleriyle hesaplanır. $\bar{y}_{.t}$ ve $\bar{x}_{.t}$; birimlerin t .zamandaki gözlemlerinin ortalamasıdır.

$$\bar{y}_{.t} = \frac{\sum_{i=1}^N y_{it}}{N} \quad \bar{x}_{.t} = \frac{\sum_{i=1}^N x_{it}}{N} \quad (3.38)$$

şeklinde hesaplanabilir. $\bar{y}$ ve $\bar{x}$ sırasıyla y_{it} ve x_{it} gözlemlerinin ortalamasını göstermektedir ve eşitlik (3.39)'daki gibi hesaplanır (Hsiao, 2003).

$$\bar{y} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \bar{x} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (3.39)$$

$\hat{\beta}$ eğim parametresinin tahmin edicisi,

$$\hat{\beta}_{cv} = \frac{(x_{it} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.t} + \bar{x})(y_{it} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.t} + \bar{y})}{(x_{it} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.t} + \bar{x})(x_{it} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.t} + \bar{x})'} \quad (3.40)$$

biçiminde elde edilebilir. $\hat{\beta}$ tahmininden sonra $\hat{c}$, $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\lambda}_t$ tahmin edicileri,

$$\hat{c} = \bar{y} - \hat{\beta}\bar{x} \quad (3.41)$$

$$\hat{\alpha}_i = (\bar{y}_i - \bar{y}) - \hat{\beta}(\bar{x}_i - \bar{x}) \quad (3.42)$$

$$\hat{\lambda}_i = (\bar{y}_i - \bar{y}) - \hat{\beta}(\bar{x}_i - \bar{x}) \quad (3.43)$$

biçiminde hesaplanır. Eğer N ya da T' den biri küçük diğeri büyük olursa birim etkisinde ve zaman etkisinde olduğu gibi KDEKK yönteminden yararlanılabilir (Tüzüntürk, 2005). Dönüştürme matrisi M

$$M = I_{NT} - D(D'D)^{-1}D' \quad (3.44)$$

şeklinde elde edilir. Model (3.32) ile çarpıldığında,

$$My = MD\gamma + MX\beta + Mu \quad (3.45)$$

γ etkisi ortadan kalkar. KDEKK tahmin edicisi $\hat{\beta}$,

$$\hat{\beta} = (X'MX)^{-1}(X'MY) \quad (3.46)$$

şeklinde bulunur. Hata teriminin varyans tahmin edicisi,

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{u}'\hat{u})}{NT - N - T - q + 1} \quad (3.47)$$

şeklinde hesaplanır.

$\hat{\beta}$, $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\lambda}_i$ varyansı;

$$V(\hat{\beta}) = \hat{\sigma}_u^2 (X'MX)^{-1} \quad (3.48)$$

$$V(\hat{\alpha}_i) = \frac{\hat{\sigma}_u^2}{T} + \bar{x}_i V(\hat{\beta}) \bar{x}_i' \quad (3.49)$$

$$V(\hat{\lambda}_i) = \frac{\hat{\sigma}_u^2}{N} \bar{x}_i V(\hat{\beta}) \bar{x}_i' \quad (3.50)$$

biçimindedir. Birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili modelde üç hipotez test edilebilir;

Birimler ve zamana göre sabit katsayıda meydana gelen farklılığın anlamlı olup olmadığını test edilebilir.

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0 & \quad H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0 \\ H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_{N-1} \neq 0 & \quad H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_{T-1} \neq 0 \end{aligned}$$

Hipotezleri test etmek için,

$$F = \frac{HKT_1 - HKT_4 / (N + T - 2)}{HKT_4 / (NT - N - T - q + 1)} \quad (3.51)$$

$(N + T - 2)$ ve $(N - 1)(T - 1) - q$ serbestlik dereceli F istatistiğinden yararlanılır.

Zamana göre anlamlı farkın olduğu biliniyorken birimlere göre anlamlı farkın olup olmadığını test etmek için hipotezi,

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0 \quad \lambda_T \neq 0$$

biçiminde kurulur. F test istatistiği,

$$F = \frac{HKT_3 - HKT_1 / (N - 1)}{HKT_1 / (NT - N - T - q + 1)} \quad (3.52)$$

şeklinde. Burada HKT_3 sadece zaman kukla değişkenlerinin yer aldığı modelin HKT , HKT_1 ise kısıtsız modelin HKT 'ını göstermektedir (Matyas ve Sevestre, 2008).

Birimlere göre anlamlı farkın olduğu biliniyorken zamana göre anlamlı farkın olup olmadığını test edilebilir.

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0 \quad \alpha_N \neq 0$$

F test istatistiği

$$F = \frac{HKT_2 - HKT_1 / (T - 1)}{HKT_1 / (NT - N - T - q + 1)} \quad (3.53)$$

şeklinde. HKT_2 sadece birim kukla değişkenlerinin yer aldığı modelden elde edilen HKT ; HKT_1 ise kısıtsız modelin HKT 'dır (Matyas ve Sevestre, 2008).

3.3. Rastgele Etkili Model

Sabit etkili modelde birimlere, zamana, birimlere ve zamana göre meydana gelen farklılıklar modele eklenen sabit katsayılar ile gösterilmiştir. Rastgele etkili modelde de bu farklılıkları göstermek mümkündür. Rastgele etkili modelde birim, zaman, birim ve zamana göre meydana gelen farklılıkların rastgele olduğu varsayılır ve modele hata teriminin bir bileşeni olarak dahil edilir. Sabit etkili modelde olduğu gibi rastgele etkili modelde de birim, zaman ve birim ve zamana göre meydana gelen farklılıklar ayrı ayrı incelenebilir.

3.3.1 Birim Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model

Sabit etkili modelde birimler arasında meydana gelen farklılıklar α_i sabit katsayısı ile temsil edilmiştir. Hata terimi u_{it} 'nin bir çok gözlenememiş birleşik etkiyi ve birime ve zamana göre değişen, modele dahil edilmemiş değişkenleri temsil ettiği göz önüne alınırsa; α_i 'nin de hata terimi, u_{it} gibi rastgele olduğu düşünülebilir ve α_i hata teriminin bir bileşeni olarak kabul edilebilir (Matyas ve Sevestre, 2008). Böylelikle yeni oluşan hata terimi,

$$v_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

şeklinde gösterilebilir. α_i ve u_{it} ile ilgili varsayımlar,

- α_i , 0 ortalama ve sabit varyans ile bağımsız ve aynı dağılımlıdır ($\alpha_i \sim iid(0, \sigma_\alpha^2)$).
- u_{it} , 0 ortalama ve sabit varyans ile bağımsız ve aynı dağılımlıdır ($u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$).
- $E(\alpha_i) = E(u_{it}) = 0$ ortalamaları sıfırdır.
- $E(\alpha_i u_{it}) = 0$ Birbirleri ile ilişkileri yoktur.
- $E(\alpha_i X_{it}) = E(u_{it} X_{it}) = 0$ X'lerden bağımsızdır.
- $E(\alpha_i \alpha_j) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases}$
- $E(u_{it} u_{js}) = \begin{cases} \sigma_u^2 & i = j \quad t = s \\ 0 & d.d. \end{cases}$

şekindedir. y_{it} , nin x 'e göre koşullu varyansı $\sigma_y^2 = \sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2$ şeklinde gösterilir. Varyanslar σ_α^2 ve σ_u^2 varyans bileşenleri olarak adlandırılır (Hsiao, 2003).

Rastgele etkili model,

$$y_{it} = \mu + x_{it}\beta_k + v_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad k = 1, \dots, q \quad (3.54)$$

biçiminde gösterilebilir. Model (3.54)'e varyans bileşenleri modeli ya da hata bileşenler modeli de denir (Hsiao, 2003). μ katsayısı ortalama sabit parametresini temsil etmektedir. Modele dahil edilip edilmemesine araştırmacı tarafından karar verilir. Birleşik hata terimi v_{it} ile ilgili

- $E(v_{it}) = 0$ Ortalaması sıfırdır.
- $E(v_{it}, v_{js}) = E[(\alpha_i + u_{it})(\alpha_j + v_{js})]$

$$= \sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2 \quad i = j \quad t = s$$

$$= \sigma_\alpha^2 \quad i = j \quad t \neq s$$

$$= 0 \quad i \neq j \quad \text{tüm } t \text{ ve } s' \text{ ler için}$$

varsayımlar yapılabilir.

Model matris formunda,

$$y = \mu + X\beta + v \quad (3.55)$$

biçiminde yazılabilir. Burada $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_q]$ şeklinde $q \times 1$ boyutlu vektör, X $NT \times q$ boyutlu tasarım matrisi, v $NT \times 1$ boyutlu hata vektörüdür.

$\tilde{X}_i = [1_T X_i]$ $T \times (q+1)$ boyutlu matris $\delta' = [\mu \beta']$ $1 \times (q+1)$ boyutlu vektör, $v'_i = [v_{i1} \dots v_{iT}]$ hata terimleri vektörü olmak üzere model i . birim için matris gösterimiyle yazıldığında,

$$y_i = \tilde{X}_i \delta + v_i \quad i = 1, \dots, N \quad (3.56)$$

şeklinde gösterilir (Roy, 1997).

Parametre tahmini α_i 'nin rastgele ya da sabit olmasına bakılmaksızın EKK yöntemiyle yapılabilir.

Model (3.54) 'teki hata bileşenleri açık bir şekilde model (3.57) 'de verildiği gibi yazılabilir.

$$y_{it} = \mu + x_{kit}\beta_k + \alpha_i + u_{it} \quad i=1,\dots,N \quad t=1,\dots,T \quad k=1,\dots,q \quad (3.57)$$

Model i. birim için matris formunda,

$$y_i = l_T\mu + X_i\beta_k + l_T\alpha_i + u_i \quad (3.58)$$

şeklinde yazılabilir. Model M_N dönüşüm matrisiyle çarpıldığında,

$$M_N y_i = M_N l_T \mu + M_N X_i \beta + M_N l_T \alpha_i + M_N u_i \quad (3.59)$$

$M_N l_T = 0$ ve $M_N u_i = M_N v_i$ olduğundan M_N dönüşüm matrisi birim etkilerini yok eder.

$\hat{\beta}_{RE}$ tahmin edicisi EKK yöntemiyle elde edilebilir.

$$\hat{\beta}_{RE} = (X' M_N X)^{-1} (X' M_N Y) \quad (3.60)$$

Ortalama sabit parametresinin tahmini;

$$\hat{\mu} = \bar{y} - \hat{\beta}_{RE} \bar{x} \quad (3.61)$$

eşitliği ile hesaplanabilir. α_i 'nin sabit ya da rastgele varsayıldığı durumda $\hat{\beta}$ tahmin edicisi $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ olduğu her iki durumda da yansız ve tutarlıdır. Ancak α_i sabit varsayıldığında $\hat{\beta}$ tahmin edicisi BLUE olmasına rağmen $\hat{\beta}$ tahmin edicisi, α_i rastgele varsayıldığı sonlu örneklemelerde BLUE değildir. v_{it} ve v_{is} 'nin her ikisi de α_i bileşenini içerdiğinden hata terimleri arasında korelasyon vardır. Bu nedenle etkin tahmin edicileri elde etmek için GEKK yönteminden yararlanılır. Etkinliğin sağlanabilmesi için model M_N yerine v_{it} 'nin varyans kovaryans matrisi (V) 'nin tersi ile çarpılır (Tüzüntürk, 2005).

Parametrelerin tahmini için hata terimi v_i 'nin varyans-kovaryans matrisi

$$E(v_i v_i') = V_i = \sigma_u^2 I_T + \sigma_\alpha^2 l_T l_T' \quad (3.62)$$

şeklinde oluşturulur (Roy, 1997). Burada I_T $T \times T$ boyutlu birlerden oluşan matris ve ι_T $T \times T$ boyutlu birim matristir. Eşitlik (3.62) açık olarak yazıldığında,

$$V_i = \sigma_\alpha^2 \begin{bmatrix} 1 & . & . & . & 1 \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ 1 & . & . & . & 1 \end{bmatrix}_{TxT} + \sigma_u^2 \begin{bmatrix} 1 & . & . & . & 0 \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ 0 & . & . & . & 1 \end{bmatrix}_{TxT} = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 + \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_u^2 + \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_u^2 + \sigma_\alpha^2 \end{bmatrix}_{TxT} \quad (3.63)$$

olarak elde edilir. i. birim için varyans kovaryans matrisinin tersi,

$$V_i^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \iota_T \iota_T' \right] \quad (3.64)$$

eşitliği ile bulunur.

i. birim için β 'nin doğrusal en iyi sapmasız GEKK tahmin edicisi,

$$\hat{\beta}_{RE} = \left(\sum_i X_i' V_i^{-1} X_i \right)^{-1} \left(\sum_i X_i' V_i^{-1} y_i \right) \quad (3.65)$$

ile bulunur. Model tüm örneklem için matris gösterimiyle yazıldığında,

$$Y = \iota_{NT} \mu + X \beta + v \quad (3.66)$$

biçiminde elde edilir. Tüm örneklem için yazılan modelin varyans kovaryans matrisi,

$$V = \sigma_u^2 I_{N \times T} + \sigma_\alpha^2 \iota_{N \times T} \iota_{N \times T}' \quad (3.67)$$

biçiminde yazılabilir. Burada $I_{N \times T}$ $NT \times NT$ boyutlu birim matris, $\iota_{N \times T}$ $NT \times NT$ boyutlu birlerden oluşan matrisi ifade etmektedir. Varyans kovaryans matrisi V açık olarak,

$$V = \begin{bmatrix} V_i & 0 & \dots & 0 \\ 0 & V_i & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & V_i \end{bmatrix} \quad (3.68)$$

biçiminde gösterilebilir. Varyans kovaryans matrisinin tersi ,

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[I_{N \times T} - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \iota_{N \times T} \iota_{N \times T}' \right] \quad (3.69)$$

şeklinde hesaplanır (Sinan, 2010).

Varyans-kovaryans matrisinin tersi V^{-1} 'in hesaplanabilmesi için σ_α^2 ve σ_u^2 tahmin edicilerinin hesaplanması gerekmektedir. σ_α^2 ve σ_u^2 için Swamy ve Arora (1972) tarafından önerilen tahmin ediciler,

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left[y_{it} - \bar{y}_i - (x_{kit} - \bar{x}_{ki.}) \hat{\beta}_{SE} \right]^2}{N(T-1) - q} \quad (3.70)$$

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \hat{\mu}_G - \bar{x}_{i.} \hat{\beta}_G)^2}{N - (q+1)} - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_u^2 \quad (3.71)$$

biçimindedir (Roy, 1997).

$\hat{\beta}_G$ gruplar arası tahmin edici olarak adlandırılır.

$$\hat{\beta}_G = \left[\sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ki.} - \bar{x}_{..})' (\bar{x}_{ki.} - \bar{x}_{..}) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_{ki.} - \bar{x}_{..})' (\bar{y}_i - \bar{y}_{..}) \right] \quad (3.72)$$

eşitliği ile tahmin edilir (Roy, 1997). $\hat{\beta}_G$ 'nin tahmin edilmesinden sonra

$$\hat{\mu}_G = \bar{y}_{..} - \bar{x}_{..} \hat{\beta}_G \quad (3.73)$$

eşitliği ile $\hat{\mu}_G$ tahmin edilir. $\hat{\beta}$ parametreleri,

$$\hat{\beta}_{RE} = (X'V^{-1}X)^{-1}(X'V^{-1}Y) \quad (3.74)$$

şeklinde hesaplanabilir.

Parametrelerin tahmininden sonra rastgele etkili modelde birim etkilerini test etmek amacıyla hipotezler;

$$H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_\alpha^2 > 0$$

şeklinde kurulur.

Hata bileşenler modelinde birimler arasında farklılığın dikkate alınması gerekip gerekmediğinin incelenmesi amacıyla Breusch ve Pagan (1979) Lagrange Çarpanı (LM) testini önermişlerdir. LM istatistiği,

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{v}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (3.75)$$

kısıt sayısına bağılı olarak 1 serbestlik derecesi χ_1^2 dağılımına sahiptir. Hesaplanan test istatistiği χ_1^2 tablo değerinden büyük ise H_0 hipotezi reddedilir. Birimler arası farklılıkları temsil eden hata bileşeninin modelde yer alması gerektiğine yani rastgele etkili modelin tahmin edilmesine karar verilir (Greene, 2002).

3.3.2. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model

Birim ve zaman etkisine sahip rastgele etkili modelde, birim etkilerini gösteren α_i 'nin ve zaman etkilerini temsil eden λ_t 'nin hata teriminin bir bileşeni olduğu varsayılır. Birim ve zaman etkisine sahip rastgele etkili model;

$$y_{it} = x_{it}'\beta + v_{it} \quad (3.76)$$

şeklinde gösterilir. Modelde yeni oluşan hata terimi v_{it} ,

$$v_{it} = \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \quad (3.77)$$

şeklinde gösterilir. Hata teriminin hem birim hem de zaman içinde meydana gelen farklılıkları temsil eden üç bileşenden oluştuğu varsayılmaktadır.

Burada α_i , λ_t ve u_{it} ile ilgili varsayımlar,

- $E(\alpha_i) = E(\lambda_t) = E(u_{it}) = 0$ ortalamaları sıfırdır,
- $E(\alpha_i \alpha_j) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases} \quad \alpha_i \text{ 'lerin varyansı sabittir,}$
- $E(\lambda_t \lambda_s) = \begin{cases} \sigma_\lambda^2 & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases} \quad \lambda_t \text{ 'lerin varyansı sabittir,}$
- $E(u_{it} u_{js}) = \begin{cases} \sigma_u^2 & i = j \quad t = s \\ 0 & d.d \end{cases} \quad u_{it} \text{ 'lerin varyansı sabittir,}$
- $E(\alpha_i x_{it}') = E(\lambda_t x_{it}') = E(u_{it} x_{it}') = 0$ x'lerden bağımsızdırlar.

şeklindedir. Model matris formunda,

$$y = X\beta + v \quad (3.78)$$

şeklinde yazılabilir (Matyas ve Sevestre, 2008).

Birim ve zaman etkili hata bileşenler modelinde parametre tahminleri elde etmek için birim etkisine sahip rastgele etkili modelde olduğu gibi GEKK yönteminden yararlanılır. Bu nedenle hata terimi v_{it} 'nin varyans kovaryans matrisinin tersinin bulunması gerekir. Tüm örneklem için hata terimi v_{it} 'nin varyans kovaryans matrisi,

$$V = \sigma_\alpha^2(I_N \otimes J_T) + \sigma_\lambda^2(J_N \otimes I_T) + \sigma_u^2(I_N \otimes I_T) \quad (3.79)$$

şeklinde hesaplanır (Baltagi, 2005). Burada, I_N , (NxN) boyutlu birim matris, I_T , (TxT) boyutlu birim matris, J_T , (TxT) boyutlu bir değerlerinden oluşan matris, J_N , (NxN) boyutlu bir değerlerinden oluşan matristir.

Varyans kovaryan matrisi V'nin tersi ise,

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} [I_{NT} - \gamma_1(I_N \otimes J_T) - \gamma_2(J_N \otimes I_T) + \gamma_3 J_{NT}] \quad (3.80)$$

şeklinde hesaplanır. Burada J_{NT} (NTxNT) boyutlu birlerden oluşan matristir ve varyans bileşenlerinin fonksiyonu γ_i 'ler eşitlik (3.81)'deki gibi hesaplanabilir (Wallace ve Hussain, 1969).

$$\gamma_1 = \frac{\sigma_\alpha^2}{(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)} \quad \gamma_2 = \frac{\sigma_\lambda^2}{(\sigma_u^2 + N\sigma_\lambda^2)} \quad (3.81)$$

$$\gamma_3 = \frac{\sigma_\alpha^2 \sigma_\lambda^2}{(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)(\sigma_u^2 + N\sigma_\lambda^2)} \left[\frac{2\sigma_u^2 + N\sigma_\lambda^2 + T\sigma_\alpha^2}{\sigma_u^2 + N\sigma_\lambda^2 + T\sigma_\alpha^2} \right]$$

Eşitlik (3.76) verilen model V^{-1} ile çarpıldığında α_i ve λ_i 'lerin etkisi ortadan kalkar ve $\hat{\beta}$ tahmin edicisi,

$$\hat{\beta}_{GEKK} = (X'V^{-1}X)^{-1}(X'V^{-1}y) \quad (3.82)$$

şeklinde elde edilebilir. Birim ve zaman etkisine sahip rastgele etkili modelde GEKK tahmin edicileri BLUE 'dir. $N \rightarrow \infty$ olduğu durumda GEKK tahmin edicileri tutarlıdır.

Birim ve zaman etkili hata bileşenler modelinde EKK tahmini yapabilmek eşitlik (3.83)'de verilen formüller kullanılır:

$$\theta_1 = 1 - \frac{\sigma_u}{\sqrt{(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)}} \quad \theta_2 = 1 - \frac{\sigma_u}{\sqrt{(\sigma_u^2 + N\sigma_\lambda^2)}} \quad (3.83)$$

$$\theta_3 = 1 - \frac{\sigma_u}{\sqrt{(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)}} - \frac{\sigma_u}{\sqrt{(\sigma_u^2 + N\sigma_\lambda^2)}} + \frac{\sigma_u}{\sqrt{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2 + N\sigma_\lambda^2}}$$

θ değerleri yardımıyla dönüştürülmüş değişkenler,

$$Y^* = Y_{it} - \theta_1 \bar{Y}_i - \theta_2 \bar{Y}_t + \theta_3 \bar{Y} \quad (3.84)$$

$$X^* = X_{kit} - \theta_1 \bar{X}_{ki} - \theta_2 \bar{X}_{kt} - \theta_3 \bar{X}_k \quad (3.85)$$

olarak elde edilir (Sayyan, 2000). Dönüştürülmüş değişkenler yardımıyla kurulan

$$Y_{it}^* = \mu + x_{kit}^* \beta_k + v_{it} \quad (3.86)$$

modeline EKK tahmini uygulandığında,

$\hat{\beta}_{RE}$ tahmin edicisi,

$$\hat{\beta}_{RE} = (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} Y^*) \quad (3.87)$$

şeklinde elde edilebilir. Parametrelerin tahmin edilebilmesi için varyans bileşenlerinin hesaplanması gerekmektedir. Eğer hata terimleri gözlenemiyorsa, u_{it} 'lerin tahmin edicileri $\hat{u}_{it}$, model (3.5)'ten elde edilebilir (Wallace ve Hussain, 1969). Hesaplama kullanılan hata terimi bileşenlerinin varyans tahmin edicileri,

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{(N-1)(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(\hat{u}_{it} - \frac{1}{T} \hat{u}_{i.} - \frac{1}{N} \hat{u}_{.t} \right)^2 \quad (3.88)$$

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{1}{T} \left[\sum_{i=1}^N \frac{\hat{u}_{i.}^2}{T(N-1)} - \hat{\sigma}_u^2 \right] \quad (3.89)$$

$$\hat{\sigma}_\lambda^2 = \frac{1}{N} \left[\sum_{t=1}^T \frac{\hat{u}_{it}^2}{N(T-1)} - \hat{\sigma}_u^2 \right] \quad (3.90)$$

şeklinde hesaplanabilir (Wallace ve Hussain, 1969). Birim ve zaman etkisine sahip rastgele etkili modelde, $H_0 : \sigma_\alpha^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$ hipotezinin test edilmesi için birim etkisine sahip rastgele etkili modelde olduğu gibi LM testi kullanılır.

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \right)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 + \frac{NT}{2(N-1)} \left[\frac{\sum_{t=1}^T \left(\sum_{i=1}^N \hat{u}_{it}^2 \right)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (3.91)$$

Eşitlik (3.91)'da verilen LM test istatistiği iki serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir. Hesaplanan LM test istatistiği χ^2 tablo değerinden büyük olduğunda H_0 hipotezi reddedilir. Birime ve zamana göre farklılığı temsil eden hata bileşenlerinin modelde yer alması gerektiğine karar verilir (Sayyan, 2000).

3.4. Sabit Etkili Model ve Rastgele Etkili Modelin Karşılaştırılması

Hem sabit etkili model hem de rastgele etkili modelde eğim katsayısı birim ve zamana göre sabittir ancak sabit katsayı birime, zamana ve birime ve zamana göre değişkenlik gösterir. Sabit katsayının sabit ya da rastgele olmasına bağlı olarak sabit katsayının değişkenlik gösterdiği panel veri modeli sabit etkili model ya da rastgele etkili model adını alır (Öztürk, 2011).

Rastgele etkili model ile sabit etkili model arasında seçim yapmak için tanımlanmış bir kural ya da istatistiksel bir test yoktur. Aslında iki model arasında yapılan seçim, yapılmak istenen çıkarsamaya bağlı olarak belirlenen bir karardır. Bu karar örneklemin doğasına bağlıdır. Eğer veri belirli bir grup ya da belirli bir bölge gibi kapalı bir örneklemden alınmışsa, bu durumda yapılan çıkarım koşullu bir çıkarımdır ve sabit etkili model bu durumda daha uygun bir tercihtir. Eğer veri geniş bir kitleden rastgele alınmışsa tüm etkilerin kitlesine göre koşulsuz bir çıkarım yapılabilir ve bu durumda rastgele etkili model doğru bir seçimdir. Eğer panel veri setinde yatay kesit birimlerinin sayısı çok fazla ise sabit etkili modelde tahminler serbestlik derecesi sorunu nedeniyle güvenilir olmayacaktır. Rastgele etkili modelde ise, birim etkileri ve zaman etkileri tahmin edilmediğinden serbestlik derecesi söz konusu olmaz. Eğer birim

etkileriyle değil de eğim katsayıları ile ilgileniliyorsa rastgele etkili model daha güvenilir olacaktır (Roy, 1997).

Rastgele etkili modelin en önemli varsayımı hata bileşenleri ile modeldeki açıklayıcı değişkenlerin ilişkisiz olduğu yani $E(v_{it} / X_{it}) = 0$ varsayımdır. Sabit etkili modelde ise rastgele etkili modelde olduğu gibi, birim veya birim ve zaman farklılıklarını temsil eden katsayının dışsal olduğu; yani modeldeki açıklayıcı değişkenlerden ilişkisiz olduğu varsayımlarında bulunulmaz. Bu durumda söz konusu varsayımın geçerliliğinin incelenebileceği test istatistiği aynı zamanda rastgele veya sabit etkili modelin seçiminde kullanılabilir (Sayyan, 2000). Hata bileşenleri ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olup olmadığı Hausman (1978) testi kullanılarak test edilebilir. Hausman testine göre hata bileşenleri ile açıklayıcı değişkenlerin ilişkisiz olduğu varsayımı altında hem sabit etkili modelin hem de rastgele etkili modelin tahmincileri tutarlıdır; ancak sabit etkili modelin tahmincileri etkin değildir. Hata bileşenleri ile açıklayıcı değişkenlerin ilişkili olduğu varsayımı altında ise sabit etkili modelin tahmin edicileri tutarlıdır; ancak rastgele etkili modelin tahmin edicileri sapmalı ve tutarlı değildir. Sabit etkili modelin tahmin edicileri ise sapmasız ve tutarlı tahmin edicilerdir. Bu durumda sabit etkili modelin tahmini uygun olmaktadır. Hausman (1978), rastgele etkili model ve sabit etkili modelin tahmin edicilerinin karşılaştırılması amacıyla hipotezlerin aşağıdaki gibi kurulmasını önermiştir (Baltagi, 2005).

$$H_0 : E(v_{it} / X_{it}) = 0$$

$$H_1 : E(v_{it} / X_{it}) \neq 0$$

H_0 hipotezi kabul edildiğinde her iki model birbirinden farklı olmayacaktır ve test iki tahmin edicinin farkına dayanabilir. $[\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE}]$ fark vektörünün varyans kovaryans matrisi, test için diğer bir önemli bileşendir.

$$Var[\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE}] = Var(\hat{\beta}_{SE}) + Var(\hat{\beta}_{RE}) - Cov(\hat{\beta}_{SE}, \hat{\beta}_{RE}) - Cov(\hat{\beta}_{RE}, \hat{\beta}_{SE}) \quad (3.92)$$

Hausman'a göre etkin tahmin edicinin etkin olmayan tahmin edici ile farkının kovaryansı sıfırdır (Greene, 2002). Bu ifade,

$$Cov[(\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE}), \hat{\beta}_{RE}] = Cov(\hat{\beta}_{SE}, \hat{\beta}_{RE}) - Var(\hat{\beta}_{RE}) = 0 \quad (3.93)$$

ya da

$$Cov(\hat{\beta}_{SE}, \hat{\beta}_{RE}) = Var(\hat{\beta}_{RE}) \quad (3.94)$$

şeklinde gösterilebilir.

Bu sonuç test için gerekli olan varyans-kovaryans matrisi oluşturulur.

$$Var(\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE}) = Var(\hat{\beta}_{SE}) - Var(\hat{\beta}_{RE}) = \Sigma \quad (3.95)$$

Wald kriterine dayanan χ^2 test istatistiği,

$$W = \chi^2[K] = [\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE}]' \hat{\Sigma}^{-1} [\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE}] \quad (3.96)$$

biçimindedir (Greene, 2002). $\hat{\Sigma}$ tahmini için KDEKK modelinde $\hat{\beta}$ tahmin edicisinin varyans kovaryans matrisi ile rastgele etkili modeldeki $\hat{\beta}$ tahmin edicinin varyans kovaryans matrisi kullanılır. Sıfır hipotezi altında W test istatistiği K serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir.

4. UYGULAMA

Uygulamada ortalama rüzgar hızı, farklı panel veri modelleri ile tahmin edilmiş ve kullanılan veri seti için en uygun modelin bulunması amaçlanmıştır. Veriler Meteoroloji Genel Müdürlüğünden alınmıştır. Karadeniz Bölgesinde bulunan Sinop, Ordu, Samsun, Kastamonu, Bartın, Karabük, Zonguldak illerine ait 2009-2010 yıllarındaki verilerin üç aylık ortalamaları alınarak panel veri seti oluşturulmuştur. Ortalama rüzgar hızı açıklanan değişken olarak alınıp tahmin edilmeye çalışılmıştır. Rüzgar hızı üzerinde etkisi olduğu düşünülen ortalama maksimum sıcaklık, ortalama minimum sıcaklık, ortalama nem miktarı açıklayıcı değişkenler olarak alınmıştır. Bu değişkenlerin aldığı değerlere bakıldığında rüzgar hızının en fazla olduğu il sırasıyla Sinop, Karabük ve Bartın'dır (Bkz. Çizelge 4.1). Ayrıca Sinop ve Bartın diğer illere göre daha fazla ortalama nem oranına sahiptir. Ortalama minimum ve maksimum sıcaklık verileri incelendiğinde ise ortalama maksimum sıcaklık değerleri farklılık göstermemektedir; ancak en düşük sıcaklığa sahip il Kastamonu'dur. Uygulamada sabit etkili model ve rastgele etkili model; birime, zamana, birime ve zamana göre ayrı ayrı incelenmiştir.

Verilerin analizi için Matlab 10 ve E-views 6.0 paket programı kullanılmıştır. Matris hesaplamaları Matlab 10 programı kullanılarak yapılmıştır. Böylelikle e-views programında verilmeyen matris yapılarını görme imkanı olmuştur.

Çizelge 4.1. Uygulamada Kullanılan Veriler İçin Panel Veri Tablosu

İstasyonlar	Yıllar	Değişkenler			
		Rüzgar Hızı	Ort. Maks. Sıcaklık	Ort. Min. Sıcaklık	Ortalama Nem
		Y	X1	X2	X3
Sinop	2009Q1	3,1	12,03	7,63	77,97
	2009Q2	3,07	14,07	8,73	84,5
	2009Q3	2,4	26,03	19,67	81,23
	2009Q4	2,57	20,13	15,07	81,17
	2010Q1	3,3	12,63	8,2	75,57
	2010Q2	3	15,4	9,7	81,67
	2010Q3	2,63	27,67	21,8	80,13
	2010Q4	2,47	20,87	15,47	74,97
Ordu	2009Q1	0,67	13,77	6,9	68,53
	2009Q2	0,83	15,7	8,5	75,27
	2009Q3	0,97	26,67	19,67	71,23
	2009Q4	0,63	20,93	14,27	75,63
	2010Q1	0,63	14,43	8,03	67,47
	2010Q2	0,77	14,47	9,67	73,07
	2010Q3	0,93	29,13	21,77	72,9
	2010Q4	0,63	20,93	14,27	68,73
Samsun	2009Q1	1,13	13,47	6,93	63,57
	2009Q2	0,9	14,87	7,63	77,67
	2009Q3	0,93	26,47	18,63	73,87
	2009Q4	0,8	21,13	13,9	73,37
	2010Q1	1,1	14,4	8,3	63,87
	2010Q2	0,73	15,57	8,6	77,93
	2010Q3	0,87	28,17	21,3	76
	2010Q4	0,73	21,13	15	69,3
Kastamonu	2009Q1	0,43	5,8	-1,7	83,6
	2009Q2	0,7	16,03	2,7	68,43
	2009Q3	0,6	27,47	11,33	64,2
	2009Q4	0,5	19,17	5,97	74,17
	2010Q1	0,53	7,5	-0,06	84,3
	2010Q2	0,8	17,77	3,7	67,5
	2010Q3	0,63	29,17	14,27	64,5
	2010Q4	0,6	19,7	7,1	74,5
Bartın	2009Q1	1,07	11,77	2,9	84,03
	2009Q2	1,37	11,67	5,53	76,67
	2009Q3	1,5	28,47	14,67	73,3
	2009Q4	1	22,46	9,7	84,37
	2010Q1	1,1	12,7	3,97	83,87
	2010Q2	1,33	18,83	6,67	75,73
	2010Q3	1,47	29,93	17,8	75,87
	2010Q4	1,07	22,37	10,5	82,5
Karabük	2009Q1	2,87	11,5	6,6	67,03
	2009Q2	2,33	14,13	8,47	74,2
	2009Q3	2,53	25,17	18,13	71,83
	2009Q4	2,37	19,93	13,73	71,5
	2010Q1	3	12,13	7,47	69,73
	2010Q2	2,3	15,53	9,5	72,43
	2010Q3	2,37	26,83	20,2	76,37
	2010Q4	2,63	20,5	14,63	74,43
Zonguldak	2009Q1	0,8	9,67	2	83,06
	2009Q2	0,93	19,83	6,2	70
	2009Q3	0,97	31,97	15,27	62,1
	2009Q4	0,7	22,1	9,2	75,73
	2010Q1	0,83	10,73	3,33	83
	2010Q2	1,06	21,87	7,17	66,8
	2010Q3	1,2	34,03	18,1	61,26
	2010Q4	0,75	22,5	10,43	74,5

4.1. Klasik Model Tahminleri

Klasik model, birimlere veya birimlere ve zamana göre farklılıklar olmadığı varsayımından hareketle EKK yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Eşitlik (3.5) kullanılarak klasik model,

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3$$

biçiminde oluşturulur. Klasik model için EKK yöntemi kullanılarak bulunan parametre tahminleri $\hat{\alpha} = 1.436$, $\hat{\beta}_1 = -0.1139$, $\hat{\beta}_2 = 0.1459$ ve $\hat{\beta}_3 = 0.0081$ olarak tahmin edilmiştir. E-views 6.0 paket programı ile bulunan sonuçlar Çizelge 4.2’de verilmiştir.

Çizelge 4.2. Klasik Modelin Parametre Tahminleri

Açıklanan Değişken: Y				
Method: EKK				
Toplam gözlem sayısı : 56				
Değişkenler	Katsayılar	Standart hatalar	t-istatistiği	p
C	1.435994	1.471662	0.975764	0.3337
X1	-0.113885	0.030185	-3.772941	0.0004
X2	0.145948	0.032965	4.427354	0.0000
X3	0.008124	0.017485	0.464634	0.6441
R-kare	0.295060			
Düzeltilmiş R-kare	0.254390			
Modelin standar hatası	0.749444			
HKT	29.20667			
F-istatistiği	7.255034			
p	0.000373			

Klasik modelin HKT 29,20667 olarak hesaplanmıştır. EKK yöntemiyle tahmin edilen klasik modelde ortalama maksimum sıcaklık değişkeninin katsayısı ve ortalama minimum değişkeninin katsayı %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Rüzgar hızındaki değişimi, rüzgar hızı üzerinde etkisi olduğu düşünülen değişkenler tarafından açıklanma oranı $R^2 = 0.295$ olarak hesaplanmıştır. $p = 0.000373 < 0.05$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir, klasik model anlamlıdır.

4.2. Sabit Etkili Model Tahminleri

4.2.1 Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Tahminleri

Sabit katsayının birimlere göre farklılık gösterdiği varsayımıyla oluşturulan, eşitlik (3.6)’da verilen birim etkisine sahip sabit etkili model,

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} \quad i=1,\dots,7 \quad t=1,\dots,8$$

şeklinde oluşturulur. Modelin tahmini için gerekli olan ve kukla değişkenler yardımıyla oluşturulan Eşitlik (3.9)'da verilen M_N dönüşüm matrisi, $M_N = I_7 \otimes Q_8$ eşitliği yardımıyla da hesaplanabilir. Q_8 şeklinde gösterilen 8×8 boyutlu matris,

$$Q_8 = \begin{bmatrix} 0.8750 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 \\ -0.1250 & 0.8750 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 \\ -0.1250 & -0.1250 & 0.8750 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 \\ -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & 0.8750 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 \\ -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & 0.8750 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 \\ -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & 0.8750 & -0.1250 & -0.1250 \\ -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & 0.8750 & -0.1250 \\ -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & -0.1250 & 0.8750 \end{bmatrix}$$

olarak hesaplanır. Köşegen elemanları Q_8 matrisinden oluşan 56×56 boyutlu dönüşüm matrisi M_N ,

$$M_N = \begin{bmatrix} Q_8 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & Q_8 & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & \dots & & Q_8 \end{bmatrix}$$

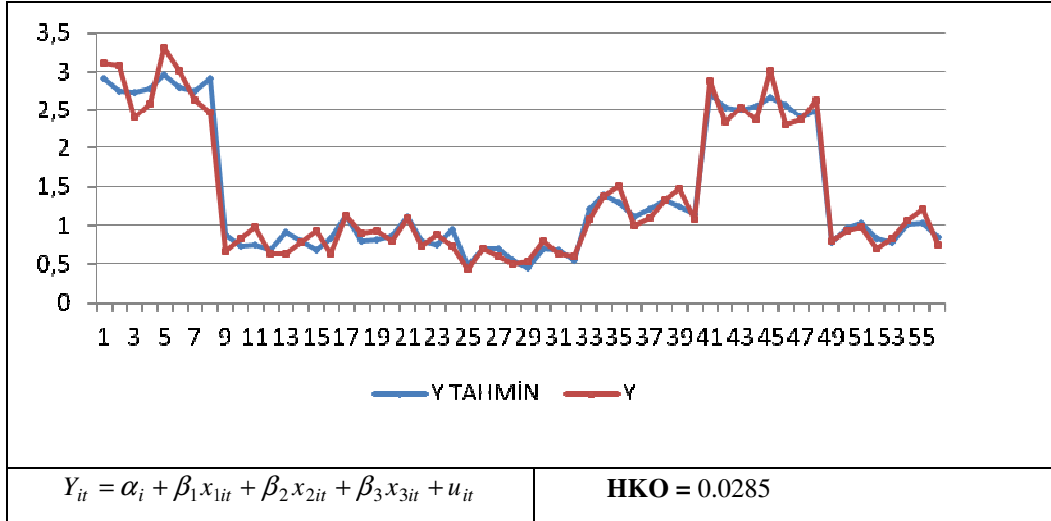
şeklinde matristir. KDEKK yöntemi kullanılarak tahmin edilen $\hat{\alpha}_i$ değerleri ve $\hat{\beta}_k$ tahminler Çizelge 4.3' de verilmiştir.

Çizelge 4.3. Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Modelin Parametre Tahmini

i	$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
1	4,7137	- 0,014	0,0074	-0,0217
2	2,5165			
3	2,6439			
4	2,3899			
5	3,1809			
6	4,2852			
7	2,7096			

Çizelge 4.3.'te $i=1$ ve $i=6$ için sabit etki parametre tahminin diğerlerine göre daha yüksek değerli çıktığı ve $i=2$, $i=3$, $i=4$ ve $i=7$ indisine sahip iller için ise düşük değerler çıktığı görülmektedir. $i=1$ ve $i=6$ ile gösterilen birimler sırasıyla Sinop ve

Karabük illerine aittir. Bu illerde $\hat{\alpha}_i$ katsayılarının yüksek çıkması rüzgar hızını etkileyen, ortalama nem, ortalama maksimum sıcaklık, ortalama minimum sıcaklığın dışında başka etkenlerin de rüzgar hızı üzerinde etkisi olduğu anlamına gelir. $i = 5$ indisine sahip il Bartın'dır ve Sinop ve Karabük'ten sonra en yüksek değerli sabit etki parametresine sahiptir.



Şekil 4.1. Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Grafiği

Şekil 4.1.de gözlem değerleri Y_{it} ile tahmin değerleri $\hat{Y}_{it}$ 'ler birlikte verilmiştir. Birim etkisine sahip sabit etkili model için HKO 0.0285 olarak hesaplanmıştır. Birim etkisi için yapılan tahminler gözlem değerlerine yakın değerlerdir. Birimler arasında fark olup olmadığını test etmek için F test istatistiğinden yararlanılır. Hipotezler,

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = 0$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots = \alpha_N \neq 0$$

şeklindedir. Klasik modelden elde edilen 29,20667 olarak bulunmuştur. Birim etkisine sahip sabit etkili modelin HKT 1,5974 olarak hesaplanmıştır. Eşitlik (3.18) yardımıyla hesaplanan F test istatistiği,

$$F = \frac{(29,20667 - 1,5974)/7 - 1}{1,5974/(56 - 7 - 3)} = 132.532$$

olarak elde edilir. $F_{tablo(6,46)} = 2.305 < F_{hesap} = 132.532$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Birimler arasında farklılık olduğuna karar verilir. Birim etkisine sahip sabit

etkili modelin tahmini uygundur. E-views 6.0 paket programı yardımıyla birim etkisine sahip sabit etkili model için bulunan sonuçlar Çizelge 4.4’ te verilmiştir.

Çizelge 4.4. E-views Programı İle Birim Etkisine Sahip Sabit Etkili Model İçin Bulunan Sonuçlar

Açıklayıcı Değişken: Y				
Yöntem: Panel EKK				
Örnekleme: 2009Q1 2010Q4				
Zaman: 8				
Yatay Kesit: 7				
Toplam gözlem sayısı: 56				
Değişken	Katsayılar	Standart hata	t-istatistiği	Prob.
C	3.215331	0.557451	5.767919	0.0000
X1	-0.013345	0.019663	-0.678682	0.5007
X2	0.006376	0.023839	0.267447	0.7903
X3	-0.021967	0.006139	-3.578058	0.0008
Yatay kesit sabit etki				
R-kare	0.961546			
Düzeltilmiş R-kare	0.954022			
Modelin standart hatası	0.186104			
HKT	1.593204			
F-istatistiği	127.8038			
Prob(F-istatistiği)	0.000000			

X_1, X_2, X_3 değişkenleri sırasıyla ortalama maksimum sıcaklık, ortalama minimum sıcaklık ve ortalama nem değişkenleridir. Birimlere göre farklılık gösteren sabit etkili model klasik modelden daha iyi sonuçlar vermektedir. Klasik modelde R^2 0.29 olarak hesaplanmıştır; ancak birim etkisine sahip sabit etkili modelde rüzgar hızı üzerinde etkisi olduğu düşünülen değişkenlerin rüzgar hızındaki değişimi açıklama oranı 0.96’dır. Birim etkisine sahip sabit etkili model için sadece ortalama nem değişkeni istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelin HKT 1.593 olarak hesaplanmıştır. F testine göre birim etkisine sahip sabit etkili model anlamlı çıkmıştır.

4.2.2. Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Tahminleri

Sabit katsayının zaman dönemlerine göre farklılık gösterdiği varsayılarak oluşturulan, eşitlik (3.19) yardımıyla zaman etkisine sahip sabit model,

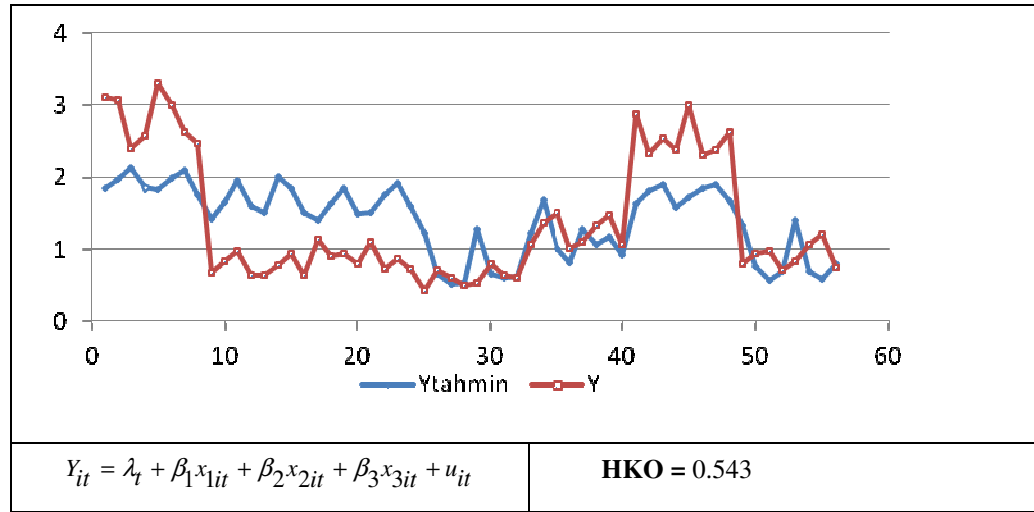
$$Y_{it} = \lambda_i + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} \quad i = 1, \dots, 7 \quad t = 1, \dots, 8$$

biçiminde oluşturulur. KDEKK yöntemiyle elde edilen parametre tahminleri Çizelge 4.5'te verilmiştir.

Çizelge 4.5. Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Modelin Parametre Tahmini

$\hat{\lambda}_t$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
1,2192	-0,1166	0,151	0,0112
1,3447			
1,2879			
1,0306			
1,2154			
1,4057			
1,1273			
1,0175			

$\hat{\lambda}_t$ değerleri çok yakın değerler olarak tahmin edilmiştir. Rüzgar hızının mevsimlere göre farklılık göstermediği tahmin değerlerine bakılarak söylenebilir.



Şekil 4.2. Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Grafiği

Şekil 4.2'ye bakıldığında sadece Kastamonu iline ait zaman dönemleri için tahmin değerleri gerçek değerlere yakın çıkmıştır, diğer illerde sapmalar olduğu görülmektedir. Zaman etkisine sahip sabit etkili modelde HKO 0,543 olarak hesaplanmıştır. HKO'nun birim etkisine sahip sabit etkili modele göre yüksek bulunmuştur. Zaman etkisine sahip sabit etkili modelin anlamlılığı test edilmesi için hipotezler,

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_t$$

$$H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_t$$

şeklinde oluşturulur. Klasik modelden elde edilen HKT 29,20667, zaman etkisine sahip sabit etkili modelin HKT ise 28,27642 'dir. Eşitlik (3.30) yardımıyla hesaplanan F istatistiği,

$$F = \frac{29.20667 - 28.27642 / (8 - 1)}{28.27642 / (56 - 8 - 3)} = 0.2115$$

olarak bulunur. E-views 6.0 programından elde edilen sonuçlar Çizelge 4.6'daki gibidir. Matrisler yardımıyla bulunan sonuçlarla programdan elde edilen sonuçlar aynıdır.

Çizelge 4.6. E-views Programı İle Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model İçin

Bulunan Sonuçlar

Açıklanan Değişken: Y				
Yöntem: Panel EKK				
Örnekleme: 2009Q1 2010Q4				
Zaman: 8				
Yatay kesit: 7				
Toplam gözlem sayısı: 56				
Değişkenler	Katsayılar	Standart hata	t-istatistiği	Prob.
C	1.206080	1.612566	0.747926	0.4584
X1	-0.116597	0.032374	-3.601564	0.0008
X2	0.151035	0.035593	4.243382	0.0001
X3	0.011197	0.019227	0.582376	0.5632
Zaman Dönemleri Sabit Etki				
R-kare	0.308077			
Düzeltilmiş R-kare	0.154316			
Modelin standart hatası	0.798156			
HKT	28.66735			
F-istatistiği	2.003611			
Prob(F-istatistiği)	0.055464			

Ortalama nem dışındaki iki değişkenin katsayıları istatistiksel olarak anlamlıdır. Birim etkisine sahip sabit etkili modelde R^2 0.96 iken zaman etkisine sahip sabit etkili modelde R^2 0.308'e düşmüştür. Birimler arasında, zaman dönemlerine göre rüzgar hızı farklılık göstermemektedir. Zaman etkisine sahip sabit etkili model anlamsızdır.

4.2.3. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Tahminleri

Birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili modelde hem zaman dönemleri arasındaki farklılıkları temsil eden λ_t hem de birimler arası farklılıkları temsil eden α_i sabit katsayılarının birlikte yer aldığı eşitlik (3.33)'te verilen birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili model,

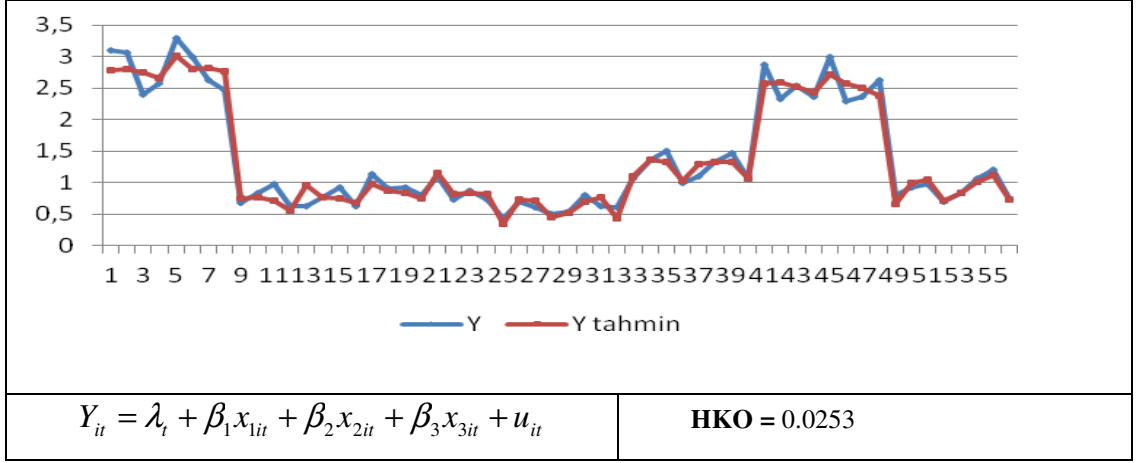
$$Y_{it} = c + \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} \quad i = 1, \dots, 7 \quad t = 1, \dots, 8$$

biçiminde gösterilir. Birim ve zaman etkilerinin birlikte yer aldığı model için $\hat{\lambda}_t$, $\hat{\alpha}_i$ ve $\hat{\beta}_k$ parametrelerinin tahmini Çizelge 4.7 'deki gibidir.

Çizelge 4.7. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Modelin Parametre Tahminleri

$\hat{\alpha}_i$	$\hat{\lambda}_t$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
1,5461	-0,126	-0,0003	-0,0104	-0,018
-0,6615	0,0294			
-0,5177	0,0292			
-0,8796	-0,1174			
-0,0780	0,07			
1,1355	-0,0091			
-0,5463	0,1087			
	-0,1085			

Birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili modele eklenen c sabit terimi, $c = 2,8477$ olarak bulunmuştur. Birim etkisine sahip sabit etkili modelde olduğu gibi birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili modelde de $i=1$ ve $i=6$ indislerine sahip Sinop ve Bartın illerine ait sabit etkinin diğer illere göre daha yüksek çıktığı görülmektedir. Diğer illerin sabit etki parametreleri düşük çıkmıştır. Zaman sabit etki katsayıları incelendiğinde ise 2009 yılının 2. ve 3. dönemi ile 2010 yılının 1. döneminde zaman sabit etki katsayıları yüksek değerler olarak tahmin edilmiştir.



Şekil 4.3. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model Grafiği

Birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili model için HKT 0.0253 olarak hesaplanmıştır. Tahmin değerleriyle gözlem değerlerinin birlikte yer aldığı şekil 4.3'te $\hat{Y}_{it}$ tahmin değerlerinin, Y_{it} gözlem değerlerine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili modelin anlamlılığını test etmek için hipotezler,

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} \quad \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1}$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_{N-1} \quad \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_{T-1}$$

şeklindedir. Klasik modelden elde edilen HKT 29,20667, birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili modelin HKT ise 1,4156 olarak hesaplanmıştır. Eşitlik (3.51)'den yararlanarak F test istatistiği,

$$F = \frac{29.20667 - 1.4156 / (7 + 8 - 2)}{1.4156 / (56 - 7 - 8 - 3 + 1)} = 58.895$$

olarak elde edilir. Tablo değeri $F_{(13,39)} = 1,981 < F = 58.895$ olduğundan modelde birim ve zaman etkilerinin anlamsız olduğunu söyleyen H_0 hipotezi reddedilir ve birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili modelin anlamlı olduğuna karar verilir.

Birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili modelde zaman etkilerinin anlamlı olduğu biliniyorken modelde birim etkilerinin anlamlı olup olmadığını test etmek için,

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0 \quad \lambda_i \neq 0$$

Zaman etkisine sahip sabit etkili modelin HKT 28,28642 olarak hesaplanmıştır. F test istatistiği eşitlik (3.52) yardımıyla hesaplanır.

$$F = \frac{28.28642 - 1.4156/(7-1)}{1.4156/(56-7-8-3+1)} = 123.383$$

$F_{(6,39)} = 2,34 < F = 123,383$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Birim etkileri anlamlıdır.

Birim etkilerinin anlamlı olduğu biliniyorken zaman etkilerinin anlamlılığının testi için,

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} \quad \alpha_N \neq 0$$

Birim etkisine sahip sabit etkili modelin HKT, 1,593 olarak hesaplanmıştır. Eşitlik (3.53) yardımıyla F test istatistiği hesaplanır:

$$F = \frac{1.593 - 1.4156/(8-1)}{1.4156/(56-7-8-3+1)} = 0.6932$$

$F_{(7,39)} = 2,25 > F = 0,6932$ olduğundan H_0 hipotezi kabul edilir. Birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili modelde zaman dönemleri arasında fark yoktur. E-views 6.0 paket programıyla elde edilen sonuçlar Çizelge 4.8’de verilmiştir.

Çizelge 4.8. E-views Programı İle Birim ve Zaman Etkisine Sahip Sabit Etkili Model

İçin Bulunan Sonuçlar

Açıklayıcı Değişken : Y

Yöntem: Panel EKK

Zaman: 8

Yatay Kesit: 7

Değişken	Katsayılar	Standart hata	t-istatistiği	Prob.
C	2.843694	1.237877	2.297235	0.0271
X1	-0.000260	0.024100	-0.010780	0.9915
X2	-0.010411	0.058491	-0.177991	0.8597
X3	-0.017955	0.008531	-2.104633	0.0418

Yatay kesit sabit etki

Zaman dönemi sabit etki

R-kare	0.968429
Düzeltilmiş R-kare	0.955477
Modelin standart hatası	0.183136
HKT	1.308011
F-istatistiği	74.77062
Prob(F-istatistiği)	0.000000

$\hat{\beta}_1 = -0,00026$, $\hat{\beta}_2 = -0,010411$, $\hat{\beta}_3 = -0,01795$ olarak bulunmuştur. c sabit terimi, 2,843 olarak hesaplanmıştır. Modele eklenen c sabit terimi ve ortalama nem değişkenine ait katsayı 0.05 hata payıyla istatistiksel olarak anlamlıdır. R^2 değeri 0,96'dır. Birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili model istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

4.3. Rastgele Etkili Model Tahminleri

4.3.1. Birim Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model Tahminleri

Birim etkilerini temsil eden α_i 'lerin hata terimi u_{it} 'ler gibi rastgele olduğunun varsayıldığı ve α_i 'nin hata teriminin bir bileşeni olduğu kabul edilen; eşitlik (3.57)'de verilen birim etkisine sahip rastgele etkili model;

$$y_{it} = \mu + \hat{\beta}_1 x_{1it} + \hat{\beta}_2 x_{2it} + \hat{\beta}_3 x_{3it} + v_{it} \quad i=1,\dots,7 \quad t=1,\dots,8$$

şeklinde. Birim etkisine sahip rastgele etkili modelde V varyans kovaryans matrisinin oluşturulabilmesi için σ_u^2 ve σ_α^2 değerlerinin hesaplanması gerekmektedir. Varyansların hesaplanmasında kullanılan, birim etkisine sahip sabit etkili modelden elde edilen eğim parametreleri tahminleri $\hat{\beta}_1 = -0,014$ $\hat{\beta}_2 = 0,0074$ ve $\hat{\beta}_3 = -0,0217$ olarak hesaplanmıştır. Gruplar arası tahmin ediciler ise $\hat{\beta}_{1G} = -0,1999$ $\hat{\beta}_{2G} = 0,1239$ ve $\hat{\beta}_{3G} = 0,0127$ olarak hesaplanmıştır. Gruplar arası tahminciler yardımıyla hesaplanan $\hat{\mu}_G = 2,988413$ olarak bulunmuştur. Anakütle ortalama sabit parametresi $\hat{\mu} = 0,2105$ olarak tahmin edilmiştir. Varyanslar $\hat{\sigma}_\alpha^2 = 0,7186$ ve $\hat{\sigma}_u^2 = 0,03464$ olarak tahmin edilmiştir. i . birim için 8×8 boyutlu varyans - kovaryans matrisi eşitlik (3.63) yardımıyla,

$$V_i = \begin{bmatrix} 0.7533 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 \\ 0.7186 & 0.7533 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 \\ 0.7186 & 0.7186 & 0.7533 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 \\ 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7533 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 \\ 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7533 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 \\ 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7533 & 0.7186 & 0.7186 \\ 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7533 & 0.7186 \\ 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7186 & 0.7533 \end{bmatrix}_{8 \times 8}$$

Şeklinde oluşturulur. Köşegen elemanları V_i 'lerden oluşan 56×56 boyutlu V varyans - kovaryans matrisi eşitlik (3.68) kullanılarak,

$$V = \begin{bmatrix} V_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & V_2 & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & & V_7 \end{bmatrix}_{56 \times 56}$$

Biçiminde oluşturulur. GEKK yardımıyla hesaplanan parametre tahminleri $\hat{\beta}_1 = -0,099$, $\hat{\beta}_2 = 0,1374$ ve $\hat{\beta}_3 = -0,0248$ olarak tahmin edilmiştir. Modelin testi için LM testinden yararlanılır.

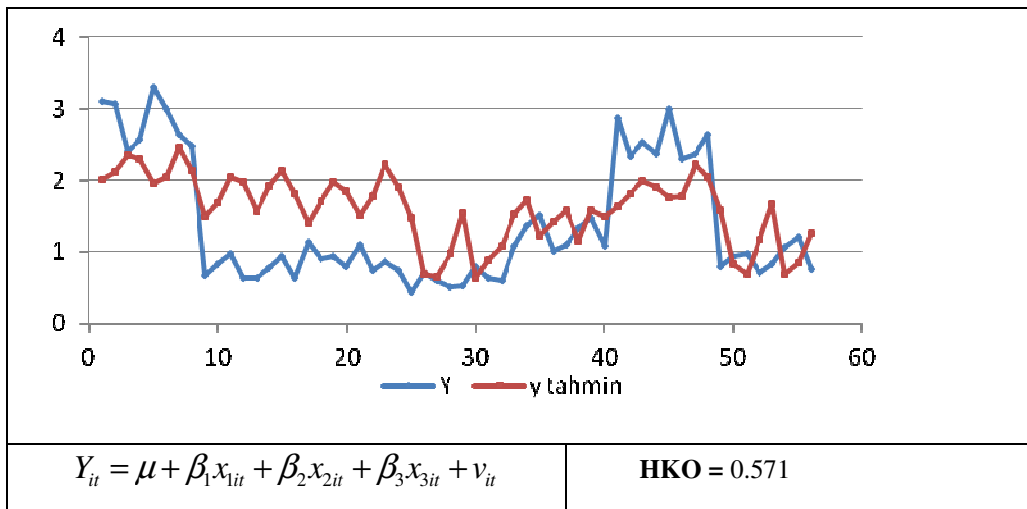
$$H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_\alpha^2 > 0$$

Eşitlik (3.75) kullanılarak LM test istatistiği,

$$LM = \frac{56}{2(8-1)} \left[\frac{194.2868}{29.7426} - 1 \right]^2 = 122.414$$

olarak hesaplanmıştır. LM test istatistiği 1 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımı gösterir. 0.05 anlamlılık düzeyinde χ^2 tablo değeri 3,84'tür. Hesaplanan LM değeri $=122.414 > \chi^2 = 3.84$ değerinden büyük olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Rastgele etkili modelin tahmin edilmesine karar verilir. Şekil 4.4 'te rastgele etkili model de birim etkisi için gözlenmiş veriler ile $\hat{Y}$ tahmin değerleri birlikte yer almaktadır. Rastgele etkili model için HKO 0.571 olarak bulunmuştur. HKO sabit etkili modele göre daha yüksek çıkmıştır.



Şekil 4.4. Birim Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model Grafiği

E-views 6.0 paket programıyla birim etkisine sahip rastgele etkili model için bulunan sonuçlar Çizelge 4.9. 'da verilmiştir.

Çizelge 4.9. E-views Programı İle Birim Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model İçin

Bulunan Sonuçlar

Açıklanan Değişken : Y				
Method: Panel GLS (Yatay-kesit rastgele etki)				
Örnekleme: 2009Q1 2010Q4				
Zaman: 8				
Yatay Kesit: 7				
Toplam gözlem sayısı: 56				
Varyans bileşenlerinin Swamy ve Arora tahmin edicileri				
Değişkenler	Katsayılar	Standart hata	t-istatistiği	Prob.
C	3.288582	0.629139	5.227118	0.0000
X1	-0.019108	0.019202	-0.995093	0.3243
X2	0.013653	0.023262	0.586937	0.5598
X3	-0.022499	0.006088	-3.695865	0.0005
Yatay kesit rastgele (σ_α)				
			0.803222	
Hata rastgele (σ_u)				
			0.186104	
R-kare	0.229666			
Düzeltilmiş R-kare	0.185224			
Modelin standar hatası	0.189471			
F-istatistiği	5.167743			
p	0.003351			

E-views programından elde edilen sonuçlarına göre, sadece ortalama nem değişkenine ait katsayı anlamlı çıkmıştır. $\sigma_u^2 = 0.6451$ ve $\sigma_\alpha^2 = 0.0346$ olarak tahmin edilmiştir. F istatistiğine göre birim etkisine sahip rastgele etkili model anlamlıdır. R^2 değeri 0.22 olarak hesaplanmıştır. R^2 değeri birim etkisine sahip sabit etkili modelden daha küçüktür.

4.3.2. Birim ve Zaman Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model Tahminleri

Birim ve zaman etkisine sahip rastgele etkili modelde birimler arası farklılıkları temsil eden α_i ile zaman dönemleri arası farklılıkları temsil eden λ_t hata teriminin bir bileşeni olarak model dahil edilir ve modelin hata terimi, $v_{it} = \alpha_i + \lambda_t + u_{it}$ şeklindedir. Eşitlik (3.76) kullanılarak birim ve zaman etkisine sahip rastgele etkili model

$$y_{it} = x_{kit}\beta_k + v_{it} \quad i = 1, \dots, 7 \quad t = 1, \dots, 8$$

biçiminde oluşturulur. E-views programı yardımıyla bulunan sonuçlar Çizelge 4.10'da verilmiştir.

Çizelge 4.10. E-views Programı İle Birim ve Zaman Etkisine Sahip Rastgele Etkili Model İçin Bulunan Sonuçlar

Açıklayıcı Değişken: Y				
Yöntem: Panel GLS (İki yönlü rastgele etkili model)				
Örnekleme: 2009Q1 2010Q4				
Zaman : 8				
Yatay Kesit: 7				
Toplam gözlem sayısı: 56				
Varyans Bileşenlerinin Swamy ve Arora tahmin edicileri				
Değişken	Katsayılar	Standart hata	t-istatistiği	p.
C	3.212432	0.643399	4.992909	0.0000
X1	-0.016958	0.019909	-0.851783	0.3982
X2	0.011274	0.024200	0.465868	0.6433
X3	-0.021691	0.006187	-3.505717	0.0009
			S.S.	Rho
Yatay kesit rastgele			0.803308	0.9483
Zaman rastgele			0.040271	0.0024
Hata rastgele			0.183136	0.0493
R-kare	0.221868			
Düzeltilmiş R-kare	0.176976			
Modelin standart hatası	0.185578			
HKT	1.790833			
F-istatistiği	4.942250			
p	0.004290			

$\hat{\beta}_1 = -0.016958$, $\hat{\beta}_2 = 0.011274$ ve $\hat{\beta}_3 = -0.0216$ olarak hesaplanmıştır. Sabit etkili modelde olduğu gibi ortalama nem değişkenine ait katsayı anlamlı çıkmıştır. Varyanslar sırasıyla $\hat{\sigma}_\alpha^2 = 0.645$, $\hat{\sigma}_\lambda^2 = 0.0016$ ve $\hat{\sigma}_u^2 = 0.03348$ olarak hesaplanmıştır. Varyanslar hesaplanırken Swamy ve Arora tekniği kullanılmıştır. $p=0.004290 < 0.05$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir, birim ve zaman etkisine sahip rastgele etkili model anlamlıdır.

4.4. Hausman Testi ile Sabit ve Rastgele Etkili Modelin Karşılaştırılması

Sabit ya da rastgele etkili model arasındaki fark birim etkisi ile açıklayıcı değişkenler arasında ilişki olup olmadığıdır. Sabit etkili model ile rastgele etkili model arasında seçim yapmak için Hausman testinden yararlanılır. Hipotezler

$$H_0 : E(v_{it} / X_{it}) = 0$$

$$H_1 : E(v_{it} / X_{it}) \neq 0$$

biçiminde kurulur. 3 serbestlik dereceli χ^2 tablo değeri 7.81'dir. E-views programı yardımıyla elde edilen sonuçlar Çizelge 4.11'de verilmiştir.

Çizelge 4.11. Hausman Testi Sonuçları

Hausman Testi				
Test yatay kesit rastgele etki				
Test Özeti	Ki-kare. istatistiği	Ki-kare s.d	P	
Yatay kesit rastgele	4.898529	3	0.1794	
Test yatay kesit rastgele etki testi karşılaştırması:				
Değişkenler	Sabit	Rastgele	Var(Diff.)	P
X1	-0.013345	-0.019108	0.000018	0.1729
X2	0.006376	0.013653	0.000027	0.1627
X3	-0.021967	-0.022499	0.000001	0.5032

Wald istatistiğine dayalı hesaplanan χ^2 değeri 4.898 olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan χ^2 değeri $4.898 < \chi^2$ tablo değeri 7,81 olduğundan H_0 hipotezi kabul edilir. Hausman testine göre rastgele etkili modelin tahmininin uygun olduğu görülmüştür; ancak model kriterleri göz önünde bulundurulduğunda sabit etkili modelin tahmini daha uygundur.

5. SONUÇ

Çalışmamızda son yıllarda özellikle ekonomik ilişkilerin tahmininde sıkça kullanılan panel veri regresyon modelleri ele alınmıştır ve panel veri modelleri kullanılarak en uygun model belirlenmeye çalışılmıştır.

Zaman serisi ve yatay kesit verilerinin birleştirilmesi ile oluşturulan panel verinin diğer veri türlerine göre üstün yanları bulunmaktadır. Panel veri, hem zaman serisi hem de yatay kesit boyutuna sahip olduğundan araştırmacıya daha geniş bir veri seti ile çalışma imkânı sağlamaktadır. Gözlem sayısının artması serbestlik derecesini arttırmakta, açıklayıcı değişkenler hem zaman hem de birim boyutuna göre değiştiğinden değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı olasılığı azalmakta ve bu da tahminlerin etkinliğini arttırmaktadır. Panel veri tahminlerde bulunurken birimlerin heterojenliğini de göz önünde bulundurur. Böylelikle birimler arası farklılıklar ayrı ayrı ele alınabilir. Diğer bir avantajı ise sadece zaman serisi ya da sadece yatay kesit verisi ile kurulamayan daha karmaşık modellerin kurulmasına ve test edilmesine olanak sağlar. Tüm bu üstün yanlar göz önünde bulundurulduğunda panel veri kullanımı son yıllarda özellikle ekonomi alanında artmıştır. Yalnızca ekonomi alanında değil birim ve zaman boyutuna sahip meteorolojik verilerde de panel veri kullanımı mümkündür. Bu çalışmada da 2009-2010 yılları arasındaki ortalama rüzgâr hızı panel veri modelleri kullanılarak tahmin edilmeye çalışılmıştır.

Çalışmamızda Karadeniz Bölgesinde bulunan Sinop, Ordu, Samsun, Kastamonu, Bartın, Karabük ve Zonguldak illerine ait 2009-2010 yılları arasındaki ortalama rüzgâr hızı tahmin edilmiştir. Panel veri modellerinden sabit etkili model birime, zamana ve birime ve zamana göre, rastgele etkili model ise birime ve birime ve zamana göre incelenmiştir. Birim etkisine sahip sabit etkili modelde HKT 1.596 olarak hesaplanmıştır. R^2 değeri 0.96 olarak bulunmuştur. Birim etkisine sahip sabit etkili model, klasik modelle karşılaştırıldığında birim etkisine sahip sabit etkili modelin tahmin edilmesi gerektiğine karar verilmiştir. Zaman etkisine sahip sabit etkili modelde ise HKT 28.276 olarak hesaplanmıştır. Klasik modelle karşılaştırıldığında zaman etkisinin anlamsız olduğuna yani zaman dönemleri arasında fark olmadığı görülmüştür. Zaman etkisine sahip sabit etkili model için R^2 , 0.308 olarak bulunmuştur. R^2 değeri birim etkisine sahip sabit etkili modelden daha düşüktür. Birim ve zaman etkisi birlikte incelendiğinde ise birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili model anlamlı çıkmıştır;

HKT 1.4156 olarak hesaplanmıştır. Birim ve zaman etkisine sahip sabit etkili model için R^2 0.978'tir. Rastgele etkili modelde ise; birim etkisine sahip rastgele etkili modelin HKT değeri 29.742'dir. Klasik modelle karşılaştırıldığında LM test istatistiğine göre birim etkisine sahip rastgele etkili model anlamlı çıkmıştır. Modelin R^2 değeri 0.229 olarak bulunmuştur. Rastgele etkili model ve sabit etkili model karşılaştırıldığında Hausman testi sonucuna göre rastgele etkili modelin tahminin daha uygun olacağı sonucuna varılmıştır; ancak tahminler ve model kriterleri göz önünde bulundurulduğunda sabit etkili modelin kullanımının daha uygun olacağı görülmüştür.

Çalışmada klasik model, panel veri modellerinden sabit etkili model ve rastgele etkili model kullanılarak tahminler yapılmıştır. Tahmin değerleri ve test istatistikleri hazır paket programlar ile hesaplanabileceği gibi matrisler yardımıyla da hesaplanabileceği gösterilmiştir. Daha çok ekonomi alanında kullanılan panel veri analizinin birim ve zaman boyutunun olduğu meteorolojik verilerde kullanılabileceği ve elde edilen sonuçlar ile veri seti için gerekli yorumların yapılabileceği gösterilmiştir.

6. KAYNAKLAR

- Alp, A.,2011. Panel Veri ve Ridge Regresyon Üzerine Bir Uygulama. Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi, Yüksek lisans tezi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İstanbul.
- Balestra, P., Nerlove, M. 1966. Pooling cross section and time series data in the estimation of dynamic model: The demand for natural gas. *Econometrica*, 39:383-396.
- Baltagi, B.H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley. New York. 265s.
- Barutçu, D. 2010.Türkiye’de Terörizmin Ekonomik Kalkınmaya Etkisi. Gazi Üniversitesi, Yüksek lisans Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Ben-Porath, Y. 1973. Labor force participation rates and the supply of labor. *Journal Of Political Economy*, 81: 697-764.
- Breush, T.S., Pagan, A.R. 1979. A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*,47: 1287-1294.
- Daşdemir, A.M. 2008. AB Üyesi Ülkelerde Beşeri Sermaya ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Veri Analizi. Dokuz Eylül Üniversitesi, Yüksek Lisans Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- Fuller, W.A., Battase, G. E. 1973. Transformation for estimation of linear models with nested error structure. *Journal Of The American Statistical Association*, 69: 626-632.
- Greene, W.H. 2002. *Econometric Analysis*, Prentice Hall. New Jersey. 283-334.
- Gujarati D.N. 2004. *Basic Econometrics*, The MacGraw-Hill Companies. 34-35.
- Hausman, J.A. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46:1251-1271.
- Hsiao, C. 2003. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press. 384 s.
- Hoch, L.1962. Estimation of production function parameters combining time series and cross section Data. *Econometrica*, 30: 34-53.

- Izady, A., Davary, K., Alizadeh, A., Ghahraman, B., Sadeghi, M., Moghaddamnia, A. application of “ panel data” modelling to predict groundwater levels in the Heighaboor Plain, Iran. *Hydrogeology Journal*, 20: 435-442.
- Madalla, G.S. (1971). The use of variance component models pooling cross section and time series data. *Econometrica*, 39: 341-358.
- Matyas, L., Sevestre, P. 2008. *The Econometrics of Panel Data*. Springer. pp 997.
- Montgomery, D.C., Peck, E.A.1992. *Introduction to Linear Regression Analysis*. John Wiley. USA. 371-378.
- Mundlak, Y. 1961. Emprical production function free of management mias. *Journal of Farm Economics*, 43: 44-56.
- Nerlove, M. 1971. A note on error component models. *Econometrica*, Vol.39. 393-396.
- Özer, M., Biçerli, K. 2004. Türkiye’de kadın işgücünün panel veri analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 3-(1): 55-85.
- Öztürk E. 2011. Parametrik Olmayan ve Yarı parametrik Panel Veri Modelleri: Çevresel Kuznest Eğrisinin Analizi. Marmara Üniversitesi, Doktora Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Roy, N. 1997. *Nonparametric and Semiprametric Analysis of Panel Data Models: An Application to Calorie – Income Relation for Rural South India*, University of California, Ph. D. Thesis, Riverside.
- Rencher, A.C., Shaalje, G.B. 2008. *Linear Models in Statistics*. John Wiley. 652 s.
- Sayyan, H. 2000. *Dinamik Panel Veri Modelleri ve OECD Ülkeleri Para Talebi Uygulaması*, Marmara Üniversitesi, Doktora Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Sinan, A. 2010. *Panel Verili Yarı Parametrik Regresyon Modelleri*. Selçuk Üniversitesi, Doktora Tezi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.
- Swamy, P.A.V.B., Arora, S.S., 1972. The exact finite sample properties of the estimators of coefficents in the error components regression models. *Econometrica*, 40(2): 261-275.

- Tüzüntürk, S. 2005.İşlem Sıklığı ve Hacmi ile Fiyat Votalitesi İlişkisi: İMKB Örneği, Uludağ Üniversitesi, Yüksek lisans Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa.
- Wallace, T. D., Hussian, A. 1969. The use of error component models in combining cross section with time series data. *Econometrica*, 37 (1) :55-72.

ÖZGEÇMİŞ

Zeynep Atlı 1985 yılında Samsun’da doğdu. İlk, orta ve lise eğitimini Samsun’da tamamladı. 2003 yılında girdiği İnönü Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümünden 2008 yılında mezun oldu. 2009 yılında Sinop Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Bölümünde yüksek lisansa başladı.