

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

EKONOMETRİ PROGRAMI

SÜRE MODELLERİ VE BİR UYGULAMA

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Barış GÖRAL

Kasım-2009

TRABZON

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

EKONOMETRİ PROGRAMI

SÜRE MODELLERİ VE BİR UYGULAMA

Barış GÖRAL

Karadeniz Teknik Üniversitesi – Sosyal Bilimler Enstitüsü’nce

Bilim Uzmanı (Ekonometri)

Unvanı Verilmesi İçin Kabul Edilen Tez’dir.

Tezin Enstitü’ye Verildiği Tarih : 11.11.2009

Tezin Sözlü Savunma Tarihi : 20.11.2009

Tezin Danışmanı : Prof. Dr. Necati TÜREDİ

Jüri Üyesi : Prof. Dr. Mustafa KÖSEOĞLU

Jüri Üyesi : Doç. Dr. Bayram GÜNGÖR

Enstitü Müdürü : Doç Dr. Haydar AKYAZI

Kasım-2009

TRABZON

0. SUNUŞ

00. Önsöz

Günümüzde gelişen sosyal ve ekonomik faaliyetler, bu faaliyetlerin sonuçlarının değerlendirmede kullanılan yöntemlerin gelişmesini sağlamıştır. Zaman ve dikey kesite sahip verinin(panel veri) yaygınlaşması ve çeşitlenmesi, bu yöntemlerin çeşitlenmesini de beraberinde getirmiştir. Özellikle zamanın temel değişken olduğu araştırmalarda, zamana bağlı değişen faktörlerin etkisinin incelenmesi bu yöntemleri yetersiz bırakabilmektedir. Hayatta kalım analizi olarak bilinen ve klinik araştırmacıların, eksik verinin ve zamana bağlı değişkenlerin varlığında yararlandıkları yöntemlerin, ekonometrik veriye uygulanması konudaki eksikliği gidermektedir.

Son zamanlarda, fiyat katılıkları ile ilgili mikro düzeydeki çalışmalarda, fiyat değişimi ve altında yatan mekanizmayı anlamaya çalışan araştırmacıların sıklıkla yararlandıkları bu yöntemler sayesinde, fiyatlama davranışını etkileyen faktörlerin analizi kolaylaşmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, ülkemizde birkaç çalışma dışında hiç uygulaması bulunmayan süre modellerinin temel tekniklerini tanıtmak ve süre modellerinden yararlanarak fiyat değişimini etkileyebilecek faktörlerin etkisini bulmaktır.

Bu çalışmanın ortaya çıkışında ve yürütülmesinde emeği geçen değerli hocam ve danışmanım Prof. Dr. Necati TÜREDİ'ye göstermiş oldukları ilgi ve tahammülden dolayı teşekkür ederim. Ayrıca, TÜFE verisini kullanmama izin veren TÜİK yönetimine, TÜİK uzman yardımcıları Dilara DEMİR, Cem BAŞ, Levent ALPAR, Bahar DEDE ve Çidem FETVACIOĞLU'na teşekkürlerimi sunarım.

Trabzon, Kasım 2009

Barış GÖRAL

01. İçindekiler

Sayfa Nr.

0. SUNUŞ.....	
00. Önsöz.....	III
01. İçindekiler.....	IV
02. Özet.....	VII
03. Summary.....	VIII
04. Tablolar Listesi.....	IX
05.Şekiller Listesi.....	X
04. Kısaltmalar Listesi.....	XI
GİRİŞ.....	1-2

BİRİNCİ BÖLÜM

1. TEMEL KAVRAMLAR.....	3-8
10. Sansürleme.....	4
11. Hayatta Kalım Fonksiyonu.....	5
12. Risk Fonksiyonu.....	6
13. Süre Bağımlılığı.....	7
13. Örnekleme.....	8

İKİNCİ BÖLÜM

2. RİSK FONKSİYONU TAHMİN YÖNTEMLERİ.....	9-29
20. Parametrik Olmayan Tahmin.....	9
201. Kaplan-Meier Tahmin Edicisi.....	10
21. Parametrik Yaklaşımlar.....	11
210. Üssel Dağılım.....	11

211. Weibull Dağılımı.....	12
212. Log-Lojistik Dağılımı	13
213. Diğer Dağılımlar	14
214. En Çok Olabilirlik Fonksiyonu	14
22. Süre Modelleri	16
220. Cox Orantılı (Proportional) Risk Modelleri	16
2201. Kısmi Olabilirlik Fonksiyonu.....	18
2202. Zamana Bağlı Değişkenler	21
2203. Tabakalı Cox Regression.....	23
23. Gözlemlenemeyen Heterojenlik	23
24. Çoklu Tamamlanma	25
25. Model Parametrelerinin Testi	29

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. FİYAT KATILIKLARI VE TEMEL GÖSTERGELER.....	30-44
30. Risk Fonksiyonları ve Fiyat Katılıkları	30
31. Veri Seti.....	34
32. Fiyat Değişiminde Heterojenlik.....	37
320. Fiyatların Değişiminin Dağılımı	37
321. Fiyat Değişiminin Sıklığı.....	39

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. EKONOMETRİK MODEL.....	45-55
40. Koşulsuz Risk Fonksiyonları.....	45
401. Koşulsuz Hayatta Kalım Fonksiyonları	47
41. Varyans Düzeltme Modeli.....	47
411. İşyeri Tipi.....	48
411. Madde Tipi	48
412. Yerleşim Yeri.....	49
413. Son Fiyat Değişiminin Özelliği	50
414. Birikimli Enflasyon.....	49

414. Talepteki Değişim.....	50
415. Mevsimsellik.....	51
42. Model Sonuçları	51
SONUÇ VE ÖNERİLER.....	56-57
YARARLANILAN KAYNAKLAR.....	58
EKLER	63
ÖZGEÇMİŞ	

02. Özet

Bu çalışmanın amacı hayatta kalım analizinin ekonometrideki uygulama alanı olan süre modellerini temel özelliklerini ortaya koymak ve ekonometrik süre modelleriyle fiyat değişimini modellemektir.

Çalışmamızda, TÜİK 'in Trabzon Bölge Müdürlüğü aracılığıyla derlediği TÜFE ham verisi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, fiyat değişim sıklığının oldukça yüksek ve yerleşim yeri ve ürün tipi bazında fiyat değişimlerinin heterojen bir yapı gösterdiği elde edilmiştir. Bu durum duruma bağlı modellemenin bir sonucu olarak değerlendirilmiştir. Fiyat değişim mekanizmasını betimlemede yaralanılan koşulsuz risk fonksiyonları azalan olarak elde edilmiş ancak bu durum fiyat değişimindeki heterojenliğin büyük olmasına bağlanmıştır. Düşük düzeyde kalan mevsimsellik ile birlikte zamana bağlı modellemenin de etkisinin çok düşük olduğu belirlenmiştir.

Çok değişkenli veriye uygulan cox regresyon modeli sonucunda, son fiyat değişiminin indirim olması, işyeri büyüklüğünün ve talepteki artışın fiyat değişim riskini arttırdığı ve bu durumun duruma bağlı modellemenin sonucu olduğu değerlendirilmiştir. Öte yandan birikimli enflasyonun fiyat değişim riskini arttırmaması, fiyatlama mekanizmasının enflasyonla ilişkisinin zayıf olduğunu göstermektedir.

03. Summary

The purpose of this study is to show characteristics of duration models which originated from survival analysis and modeling price changes using econometric duration models.

In application, our data consist of all price quotes which have been collected by TURKSTAT regional office of Trabzon for Consumer Price Index. In the evaluation of outcomes from this study, price changes are frequent and very heterogenic according to provinces and product types. Unconditional risk functions which describe the characteristics of price change mechanism that are decreasing. However, decreasing unconditional risk functions are caused by heterogeneity of price changes. Because of low seasonality effect, time dependent modeling effect is also low.

As a result of Cox regression which has been applied to multivariate data show that the the sign of last price change, industrial production index and the size of outlet increase the risk of price change. This situation has been evaluated as the evidence of state dependent pricing. However, accumulated inflation has a small negative effect on the risk of price change and this show that there is a weak relationship between inflation and pricing mechanism.

04. Tablolar Listesi

<u>Tablo Nr.</u>	<u>Tablonun Adı</u>	<u>Sayfa Nr.</u>
1	Yerleşim Yeri ve Yıllar İtibariyle Derlenen Madde Sayıları.....	35
2	Yerleşim Yeri İtibariyle Fiyatların Sabit Kalma Süreleri	36
3	Ürün Tipine Göre Fiyatların Sabit Kalma Süreleri.....	37
4	Trabzon Bölge Müdürlüğü için Fiyat Değişim Sıklığı	39
5	Ürün Tipine Göre Fiyat Değişim Sıklığı	39
6	Cox Regresyon Sonuçları	53

05. Şekiller Listesi

<u>Şekil Nr</u>	<u>Şekil Adı</u>	<u>Sayfa Nr</u>
1	Süre Örneği	3
2	Risk Seti Örneği.....	18
3	Çoklu Tamamlanma Örneği.....	25
4	Fiyatların Sabit Kalma Süreleri	38
5	Ürün Tipine Göre Fiyat Değişim Sıklığı	40
6	Toplulaştırılmış Düzeyde Fiyat Değişim Sıklığı	41
7	Toplulaştırılmış Düzeyde Fiyat Değişim Sıklığı	42
8	Trabzon Bölge İçin Koşulsuz Risk Fonksiyonu	45
9	Trabzon Bölge İçin Koşulsuz Hayatta Kalım Fonksiyonu	46
10	Trabzon Bölge İçin Koşulsuz Risk Fonksiyonu	54

06. Kısaltmalar Listesi

AFT	:	Accelerated Failure Time Model
COICOP	:	Amaca Göre Kişisel Tüketim Harcamaları Sınıflaması
ECB	:	Avrupa Merkez Bankası
KM	:	Kaplan- Meier Tahmincisi
PH	:	Orantılı Risk Modeli
TÜFE	:	Tüketici Fiyat Endeksi
TÜİK	:	Türkiye İstatistik Kurumu

GİRİŞ

Süre modelleri en basit tanımıyla bir olayın gerçekleşmesine kadar geçen sürenin analizine imkân veren istatistikî yöntemlerdir. Zamana bağılı değişkenlerin ve eksik verinin varlığı durumunda standart istatistikî yöntemlerin yetersiz kalması bu modellerin uygulama alanını gün geçtikçe arttırmaktadır. Esas olarak 18. yüzyılda biyolojik bilimlerde, ölüme kadar geçen sürenin, hayat(yaşam) tablolarından yararlanarak başlayan analizi, günümüzde geniş uygulama alanı bulan istatistiksel yöntemler topluluğu haline gelmiştir. Özellikle 2. Dünya savaşından sonra güvenilirlik analizi ve tıbbî verinin analizinde kullanılan istatistiksel yöntemlerin büyük bir ilerleme kaydetmiş olması, bu yöntemlerin değişik disiplinlerdeki uygulamalarını beraberinde getirmiştir. Örneğin, sosyolojide “olay tarihi çözümlemesi (event history analysis), mühendislikte “güvenilirlik kuramı (reliability theory) ya da “başarısızlık zamanı çözümlemesi (failure time analysis)”, ve klinik denemelerde yaşam çözümlemesi (survival analysis) temelde farklı disiplinlerde aynı istatistikî yöntemlerin uygulamalarıdır.

Ekonometri literatüründe 1980’lerden itibaren tesadüfî aralıklarla verinin gözlemlenmesinin yaygınlaşması ve panel veri uygulamalarının (her bir birey için birden fazla gözlemi içerecek şekilde) artması, süre modellerinin ilk uygulamalarını ortaya çıkarmıştır. Bireylerin işsizlikte/işte geçirdikleri süreyi ve bu süreyi etkileyen faktörlerin incelendiği çalışmalarla birlikte başlayan süre modelleri uygulamaları, daha sonra ise firmaların faaliyet süreleri, finansal başarısızlık süreleri ve finansal pazarlar arası ticarete geçen süre gibi birçok alanda yapılmıştır. Son zamanlarda ise, Keynesyen iktisatın temel dayanak noktalarından biri olan fiyat katılıklarının mikro temelleri üzerine yapılan birçok çalışmada bu modellerin uygulamaları gerçekleştirilmiştir. Ardışık iki fiyat değişimi arasında geçen sürenin dağılımını elde etmede, bu süreyi etkileyen faktörlerin etkisini incelemeye ve süre modellerinin temel çıktısı olan risk fonksiyonunun yapısını belirlemede araştırmacılar sıklıkla bu yöntemleri kullanmaktadırlar.

Son zamanlarda, süre modelleri, Keynesyen iktisadın temel dayanak noktalarından biri olan fiyat katılıkları ile ilgili modellerin (zamana bağılı ve duruma bağılı) mikro düzeydeki

analizinde yaygın bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır. Ekonomide talep ve arzdaki değişimin tam olarak fiyatlara yansıtılmaması sonucu ortaya çıkan bu katılıkların, mikro düzeydeki temellerini inceleyen araştırmacılar, iki fiyat değişimi arasındaki sürenin dağılımını belirlemede, fiyat değişim riskini etkileyen faktörleri incelemeye süre modellerinden yararlanmaktadır. Bills ve Klenow (2002)'un iki fiyat değişimi arasındaki geçen sürenin üssel dağıldığı (sabit risk) varsayımına dayanan çalışmasının ardından, birçok araştırmacı fiyat katılıklarını incelemeye değişik süre modellerinden yararlanarak, fiyat değişimini etkileyen faktörler belirlenmeye çalışılmıştır. Bu çalışmalarda, araştırmacılar, fiyat katılığı ile ilgili modellerin karakteristik özelliklerini taşıyan ve süre modellerinin temel çıktısı olan risk fonksiyonu üzerinde durmuşlardır.

Bu çalışmada, bir olayın gerçekleşmesine kadar geçen sürenin modellenmesinde yararlanılan metotlar incelenmiş ve fiyat katılıkları üzerinde bir uygulama yapılmıştır.

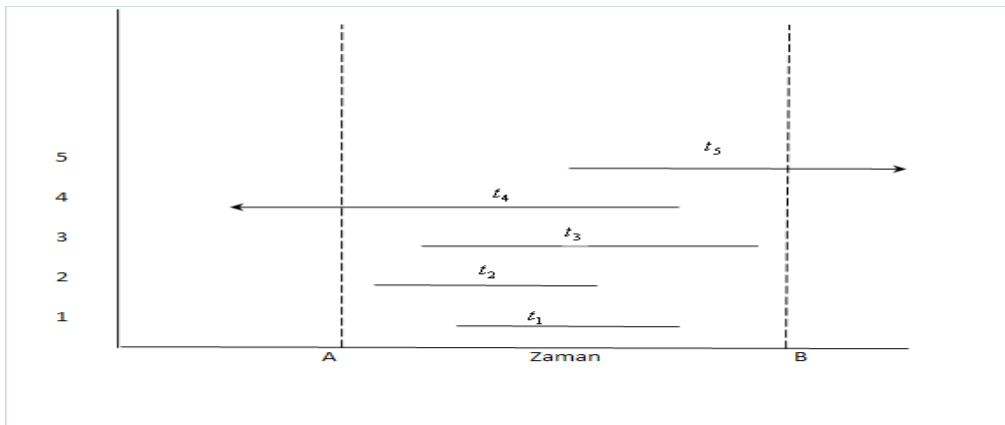
Birinci bölümde, Hayatta kalım fonksiyonu, risk fonksiyonu, sansürleme, örnekleme gibi süre modellerinin temelleri oluşturan kavramlar üstünde durulmuştur. İkinci bölümde risk fonksiyonunu tahmininde yararlanılan parametrik olmayan, parametrik ve yarı parametrik yöntemler ele alınmıştır. Üçüncü bölümde süre modellerinin fiyat katılığı üzerine literatürdeki uygulamalar değerlendirilmiştir. Ayrıca bu bölümde Türkiye İstatistik Kurumundan sağlanan, Trabzon Bölge Müdürlüğü tarafından derlenen Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) verisi incelenmiş, gerekli bazı düzeltmeler yapılmış ve temel göstergeler hesaplanmıştır. Dördüncü bölümde, TÜFE verisine dayalı olarak parametrik olmayan yöntemlerle risk fonksiyonu ve hayatta kalım fonksiyonları ile çoklu tamamlanmaya imkan veren yarı parametrik bir model ile fiyat değişim ihtimalini etkileyen faktörler incelenmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. TEMEL KAVRAMLAR

Bu bölümde süre modelleri ile ilgili temel kavramlar ve sık kullanılan yaklaşımlara yer verilmektedir. Süre modelleri ile ilgili tanımların büyük bir bölümü hayatta kalım analizinden gelmesi nedeniyle gerekli görülen bazı bölümlerde hayatta kalım analizi ile ilgili tanımlar ve gösterimler kullanılmıştır.

Süre (duration, spell length, hayatta kalım süresi): Bir olayın (event) meydana gelene kadar geçen zaman (time to event) olarak tanımlanabilir. Bu süre iktisadi anlamda bir bireyin iş bulmasına kadar geçen zaman veya iki fiyat değişimi arasında geçen süre, sosyolojik anlamda bireyin evlenmesine kadar geçen süre, tıbbi anlamda bireyin ölmesine kadar geçen süre olarak tanımlanabilir. Sürenin tamamlanması veya başarısızlığı (failure), bireyin iş bulması, fiyat değişiminin gerçekleşmesi, bireyin evlenmesi ve bireyin ölmesi olarak belirtilir. Bu çalışmada tanımlanan süre, bir işyerinde satılan bir maddenin fiyatının sabit kaldığı periyotların her biridir. Her bir maddenin bir birim olduğu ve her bir birimden sadece bir sürenin olduğu varsayıldığında örnek süre tanımı şekil 1’de verilmektedir.



Şekil: 1
Süre Örneği

Şekil-1’de A-B zamanları arasındaki bir çalışmada 5 farklı birim için gözlenen süreler verilmektedir. Bu sürelerden t_1, t_2, t_3 çalışma dönemi içinde tamamlanmış, t_4 çalışmanın başlangıcından önce başlamış ve çalışma içinde tamamlamış ve t_5 ise çalışma zamanı içinde başlamış ancak çalışma bitiminden önce tamamlanmamıştır.

10. Sansürleme

Süre modellerindeki en önemli konulardan biri sürelerin tamamlanamamış olmasıdır. Şekil-1’de örnekte, t_4 soldan sansürlü ve t_5 ise sağdan sansürlü sürelerdir. Kapsanan dönem içinde sürenin tamamlanamaması (fiyat değişimi olmaması) ve kapsanan dönem dışında sürenin ne zaman tamamlandığının bilinmemesi (fiyatın takip edilememesi), çalışma döneminde sürenin fiyat değişimi haricinde farklı nedenlerle kesilmesi (işyerinin kapanması) sağdan sansürlü sürelerin oluşmasına sebep olur. Sürenin başlangıç zamanının bilinmemesi (ilk değişim zamanının bilinmemesi) ise soldan sansürlü süreler için sebep olur. Sağdan ve soldan sansürlü sürelerin haricinde, sürenin tamamlandığı zamanın tam bilinmemesi ancak (a,b) aralığında tamamlandığının bilinmesi durumuna aralık sansürlemesi denir.

Araştırmalarda sansürlemenin ne zaman gerçekleşeceği bilinmemekle birlikte, bazı örnek tasarımlarında sansürleme zamanı araştırmacının kısmi kontrolünde olabilir. Örneğin, zaman ve maliyetin getirdiği sınırlamalar nedeniyle çalışma sabit bir periyotta yapılabilir ve bazı süreler çalışmanın bitiminden sonra devam edebilir. Bu tipteki sansürlemeye 1. tip sansürleme denir. Çalışmanın belirli bir oranda sürenin tamamlanmasına kadar sürdürülmesi ve önceden öngörülen tamamlanmış süre oranına ulaşıldığında bitirilmesi durumunda tamamlanmamış süreler sansürlenmiş olur. Bu tipteki sansürlemeye 2. tip sansürleme denir. Bunun yanında, bazı çalışmalarda sabit bir periyotta yapılan çalışmada süreler aynı başlangıç zamanına sahip olmayabilir (later entry veya delayed entry). Çalışma periyodu içinde, farklı zamanlarda dahil olan süreler tamamlanabilir, takipten kaybolabilir veya tamamlanmayabilir. Bu durumdaki sansürlemeye 3. tip sansürleme veya ilerleyen (progressive) sansürleme denir.¹ (Lee ve Wang, 2003, s.1-4) 1. tip ve 3. tip sansürlemeler tesadüfi, 2. tip sansürleme ise tesadüfi

¹ 3. Tip sansürlemeye tesadüfi sansürleme(random censoring) de denir.

olmayan sansürlemedir (nonrandom censoring). Bu üç tip sansürlemede sağdan sansürleme ile karşı karşıyadır.

Süre modellerinde kullanılan yöntemlerin, sansürlü gözlemler mevcutken geçerli olabilmesi için, sansürleme mekanizması bilgilendirici olmamalıdır (noninformative veya independent). Bunun anlamı sansürleme mekanizmasının risk oranından bağımsız ve risk oranı üstünde herhangi bir etkisinin olmamasıdır. Sansürlemenin varlığında, her bir $t > 0$ değerinde risk oranı, sansürleme olmadığında elde edilen risk oranıyla eşit olmalıdır. (Kalbfleisch ve Prentice, 2002, p.13). Bu çalışma boyunca sansürlü ve sağdan sansürlü süreler dikkate alınmış, soldan sansürlü süreler ise analiz dışında bırakılmıştır.

11. Hayatta Kalım Fonksiyonu

T: fiyat değişimi gerçekleşene kadar geçen süreyi temsil eden 0'dan büyük sürekli rassal değişken olmak üzere, Birikimli dağılım fonksiyonu aşağıdaki gibidir.

$$F(t) = \text{prob}(T \leq t) = \int_0^t f(s)ds, \quad 0 < t < \infty \quad (1.1)$$

Dağılım fonksiyonu, T tesadüfi değişkenin olasılığının t değerinden (süresinden) düşük olma ihtimali olarak tanımlanır. Devamlı fonksiyonlar için yoğunluk fonksiyonu ise aşağıdaki gibidir.

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\text{prob}(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{\partial F(t)}{\partial t} \quad (1.2)$$

Yoğunluk fonksiyonu, $f(t)$, küçük bir zaman aralığında bir sürenin tamamlanma olasılığının limit değerini gösterir.

Birikimli dağılım fonksiyonunun bütünleyicisi olarak tanımlanabilecek hayatta kalım fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$S(t) = 1 - F(t) = \text{prob}(T > t) \quad (1.3)$$

Anlaşılabacağı üzere $S(t)$, T tesadüfi değişkeninin t değerini aşma ihtimalini göstermektedir. Konumuzla ilgili olarak ise bir madde fiyatının t süresinden (örneğin 5 ay) fazla sabit kalma ihtimali olarak değerlendirilebilir. Hayatta kalım fonksiyonu 1'den 0'a doğru monoton azalan bir fonksiyondur, $S(0)=1$, $S(\infty)=0$ ².

12. Risk Fonksiyonu

Süre analizinin bir diğer önemli fonksiyonu t süresinde (değerinde) anlık tamamlanma ihtimalini veren risk fonksiyonudur. Risk fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$h(t) = \frac{\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \text{Prob}(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (1.4)$$

(1.4)'den yararlanarak aşağıdaki eşitlik yazılabilir³.

$$h(t) = -\frac{d(\ln(S(t)))}{dt} \quad (1.5)$$

(1.4)'teki eşitlikte, risk fonksiyonunun $T \geq t$ üstünde koşullu olması nedeniyle koşullu yoğunluk fonksiyonu, süreler tekrarlanıyorsa yoğunluk(intensity) fonksiyonu olarak tanımlanır. Risk, t süresinde bir olayın (fiyat değişimi) anlık gerçekleşme ihtimali olarak değerlendirilmesine rağmen bir, ihtimal değildir. Risk oranı 1'den büyük olabilir ve 0'dan büyük her değeri alabilir (Allison, 2004, s.16). (1.5)'deki eşitlikte her iki tarafın integrali alınarak ve $S(0)=1$ 'den yararlanarak hayatta kalım fonksiyonu aşağıdaki gibi elde edilir⁴.

² Eğer en uzun süre tamamlanmamışsa bu durumda $S(\infty) > 0$ olur ve hayatta kalım fonksiyonu defective distribution olarak adlandırılır (Trivedi ve Cameron(2005)).

³ $S(t) = 1 - F(t)$, $\ln(S(t)) = \ln(1 - F(t))$, $\frac{d(\ln(S(t)))}{dt} = -\frac{f(t)}{1-F(t)} = -\frac{f(t)}{S(t)}$

⁴ Uygulamalı çalışmalarda, sıklıkla, sürelerin tamamlanma zamanı tam olarak bilinmemekte ay, hafta gibi gruplandırılarak ifade edilmektedir. Bu durumda riskin bu gruplar içinde sabit olduğu varsayılır ve riski ifade etmek için kesikli-zaman risk modellerinden yararlanır. T tesadüfi değişkenin aldığı süre değerleri $t_1, t_2, t_3 \dots$ olduğunda, olasılık fonksiyonu, hayatta kalım fonksiyonu ve risk fonksiyonu, sırasıyla, $f(t_k) = \text{prob}(T = t_k)$, $S(t_k) = \sum_{j \geq k} f(t_j)$ ve $h(t_k) = f(t_k)/S(t_k)$ şeklinde ifade edilir. Konuyla ilgili olarak son

$$S(t) = \exp \left(- \int_0^t h(u) du \right) \quad (1.6)$$

Bunun yanında $H(t) = \int_0^t h(u) du$ olarak tanımlanırsa birikimli risk fonksiyonu veya integre edilmiş risk fonksiyonu aşağıdaki gibi gösterilir.

$$H(t) = -\ln (S(t)) \quad (1.7)$$

$t=0$ 'da $S(t)=1$, $H(t)=0$ ve $t=\infty$ 'da $S(t)=0$, $H(t)=\infty$ olur.

13. Süre Bağımlılığı

Risk fonksiyonunun sabit olmaması durumunda süre bağımlılığı gerçekleşir. $h(t)$ 'nin türevlenebilir olması varsayımı altında, $\frac{\partial h(t)}{\partial t} > 0, t > 0$, durumunda, t süresinde, pozitif süre bağımlılığı, $\frac{\partial h(t)}{\partial t} < 0, t > 0$, durumunda ise t süresinde negatif süre bağımlılığı vardır. Pozitif süre bağımlılığı, zaman geçtikçe, sürenin tamamlanma riskinin arttığını negatif süre bağımlılığı ise sürenin tamamlanma riskinin azaldığını ifade eder. Süre bağımlılığı iki nedenden ötürü ortaya çıkmaktadır. Birincisi verideki gözlemlenemeyen heterojenliktir. Eğer veri setinde, bazı gözlemlerin ilgilenilen olayla (bu çalışmada fiyat değişimi) diğer gözlemlere göre daha fazla karşılaşması ve bu durumun gerçekleşmesine yol açan faktörlerin modele dahil edilmemesi negatif süre bağımlılığına dolayısıyla risk fonksiyonunun azalan olmasına yol açar⁵. Süre bağımlılığına sebep olan bir diğer neden, ekonometride durum bağımlılığı (state dependence) olarak bilinen durumdur. Durum bağımlılığında risk oranının geçmişteki durumla bağlantılıdır. (Zorn, 2000, s.368). Örneğin işsiz olan birinin gelecekte iş bulma ihtimalinin düşmesi veya geçmişte iş sahibi bir kişinin gelecekte iş bulma ihtimalinin artması gibi.

eşitlik t_k 'e kadar devam eden bir sürenin t_k değerinde fiyat değişiminin gerçekleşme olasılığı olarak değerlendirilir. (Keiefer,1988, s.652)

⁵ Süre modellerinde negatif süre bağımlılığı ve modellenmesi ile ilgili olarak Lancaster (1979)'a bakılabilir.

14. Örnekleme

Ekonometrik süre analizlerinde örnekleme için iki yöntem kullanılmaktadır. Birincisi, örnekleme çalışmanın başlangıcında seçmek (stok örnekleme-stock sampling) bir diğeri ise bir aralık boyunca örnekleme yapmaktır (akım örnekleme-flow sampling). Stock sampling durumunda $t=0$ 'da bazı sürelerin başlangıç zamanı çalışmanın başlangıç zamanından önce başlamış olabilir. Bu süreler soldan sansürlü ve sağdan sansürlemeyle karşı karşıyadır. Stok örneklemeinde'de, örneklemin daha uzun süreleri kapsamaması ve örneklemdaki sürelerin seçilme olasılığının, sürelerin uzunluğuyla orantılı olması nedeniyle süre dağılımları tam olarak elde edilemez. Bu durum, literatürde length-biased sampling⁶ olarak bilinmekte ve artan bir yanlılığa sebep olmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2005,s.626) Akım örneklemeinde ise belirli bir zaman aralığında örnekleme yapıldığında, yeni başlayan süreler örnekleme dahil edilir. Böylece süreler sadece sağdan sansürlü sürelerle karşı karşıyadır ve soldan sansürlemenin yol açtığı yanlılık ortadan kaldırılmış olur. Bu çalışmanın uygulama kısmında kullanılan örnekleme akım örneklemesidir.

⁶ Daha fazla bilgi için bkz. Keiefer(1988) ve Kalbfleisch ve Prentice(2002).

İKİNCİ BÖLÜM

2. RİSK FONKSİYONU TAHMİN YÖNTEMLERİ

Süre modellerinin temel amacı risk fonksiyonunun tahmin edilmesi ve risk fonksiyonunu etkileyen faktörlerin risk oranına katkısının belirlenmesidir. Risk fonksiyonunun tahmininde parametrik olmayan, parametrik ve yarı parametrik olarak ayrılabilir 3 farklı yaklaşım kullanılmaktadır. Parametrik olmayan risk fonksiyonu tahmininde, frekans tablolarından yararlanarak koşulsuz risk fonksiyonları ve koşulsuz hayatta kalım fonksiyonları elde edilir. Parametrik yaklaşımda risk fonksiyonunun parametrik bir dağılıma uyduğu varsayılır. Parametrik yöntemlerde risk fonksiyonu, açıklayıcı değişkenlerin varlığında 2 farklı şekilde ifade edilir. Risk fonksiyonunun herhangi bir açıklayıcı değişken olmadan elde edilen temel risk fonksiyonu ile açıklayıcı değişkenlerin çarpımı olarak ifade edilen orantısal risk modeli (PHM) ve tamamlanma süresinin logaritması ile açıklayıcı değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olduğunu varsayan Accelerated Failure Time (AFT) modelidir. Yarı parametrik risk fonksiyonları ise, orantılı risk modelinde, temel risk fonksiyonu için herhangi bir parametrik form öngörülmemesi sonucunda elde edilir. Bir sonraki bölümde risk fonksiyonunu tahmin etmede kullanılan bu yöntemler üzerinde ayrıntılı şekilde durulacaktır.

20. Parametrik Olmayan Tahmin

Parametrik olmayan yöntemlerden günümüzde süre verisinin ön analizi olarak değerlendirilmektedir. Parametrik/yarı parametrik modelleri oluşturmadan önce risk ve hayatta kalım fonksiyonlarının şeklinin belirlenmesinde kullanılmakta ve ileri düzeydeki analizlere temel oluşturmaktadır. Parametrik olmayan yöntemler, yaşam tablosu analizi ve Kaplan-Meier tahmin yöntemi olmak üzere ikiye ayrılır. Yaşam tablosu analizi özellikle büyük veri setlerinde, sürelerin eşit zaman aralıklarına göre frekans tablosuna dönüştürülmesi ve her bir zaman aralığında hayatta kalım fonksiyonlarının tahminini amaçlar (Özdamar, 2003, s.475). Bir diğer yöntem ise Kaplan-Meier (1958) tarafından

önerilen ve Kaplan-Meier tahmin yöntemi (KM) olarak bilinen yöntemde, süre verisi zaman aralıklarına bölünmeden hayatta kalım ve risk fonksiyonlarını hesaplamayı sağlayan bir yöntemdir.

KM yönteminin yaşam tablosu analizi göre avantajı veri setinin gruplara ayırtmadan tahminlerde bulunabilmesi olarak belirtilebilir. Veri seti büyükse yaşam tablosunun kullanılması daha uygundur. Zaman aralıklarının bir birim alınması durumunda bu iki yöntem aynı sonuçları vermektedir. Benzer özellikleri nedeniyle bu iki yaklaşımdan ekonometrik çalışmalarda daha çok kullanılan KM yöntemi üzerinde durulacaktır.

201. Kaplan-Meier Tahmin Edicisi

KM yönteminde $t_1 < t_2 < \dots < t_k$ ($k < N$) örneklem büyüklüğü N olan sıralanmış gözlenen süreler,

d_j , t_j ($j = 1, \dots, k$) süresinde tamamlanan süre sayısı olsun. Eğer veri setinde her bir t_j için sadece bir gözlem varsa $d_j = 1, j = 1 \dots k$ olur.

m_j t_j ile t_{j+1} süreleri arasında sansürlü gözlemlerin sayısı, m_k ise en uzun tamamlanmış t_j süresinden büyük olan gözlem sayısı,

$n_j = \sum_{i \geq j}^k (m_i + d_i)$, t_j süresinden önce tamamlanan veya sansürlü gözlemlerin sayısı olmak üzere t_j süresindeki risk ve hayatta kalım fonksiyonlarının tahmini aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$\hat{h}(t_j) = \frac{d_j}{n_j} \quad (2.1)$$

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j (n_i - d_i) / n_i = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{h}_i) \quad (2.2)$$

(Keifer,1988)⁷. Koşulsuz risk fonksiyonu ve hayatta kalım fonksiyonunun bu çalışmaya uyarlanması aşağıdaki gibidir.

$$\hat{h}(t_i) = \frac{t_i \text{ süresinde fiyat değişimi ile sonuçlan süre sayısı}}{t_i \text{ süresinde fiyat değişim riski ile karşı karşıya kalınan süre sayısı}} \quad (2.3)$$

⁷ Sansürleme olmaması durumunda $\hat{S}(t) = N^{-1}(\text{süre sayısı} > t)$ olarak gösterilebilir.

$$\hat{S}(t_i) = \frac{t_i \text{ süresine kadar fiyatı değişmeyen süre sayısı}}{\text{toplam süre sayısı}} \quad (2.4)$$

Kalbfleisch ve Prentice (2002), KM tahmincisinin $S(t)$ 'nin parametrik olmayan en çok olabilirlik tahmincisini olduğunu belirtmiştir. KM tahmincisi varyansının tahmininde en çok kullanılan formül

$$Var\hat{S}(t) = \hat{S}(t)^2 \sum_{j|t_j < t} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)} \quad (2.5)$$

(2.5) varyans eşitliği Greenwood formülü olarak bilinir. KM tahmin edicisinin bazı özellikleri şöyle belirtilebilir. KM tahmini gözlemlerin bulunduğu aralıkla sınırlıdır. Eğer en uzun süre sansürlü ise $S(t)$ 'nin KM tahmini 0'a eşit olur. Eğer en uzun süre sansürlü ise KM tahmini hiçbir zaman 0'a eşit olmaz ve en uzun gözlemin ötesinde tanımsız olur. KM tahmininde tahmin edilen medyan süre $\hat{S}(t) = 0.50$ 'ye karşılık gelen değerdir. Ancak gözlemlerin % 50 sinden fazlası sansürlü ve en uzun gözlem sansürlü ise, hayatta kalım medyan süresi tahmin edilemez. Ayrıca KM tahmincisi sansürlemenin bağımsız olduğunu varsayar (Lee ve Wang, 2003, s.76).

21. Parametrik Yaklaşımlar

Parametrik tahminler sürenin parametrik bir dağılıma uyduğu durumlarda risk fonksiyonunu tahmin etmede yararlanılan yöntemlerdir. Bu bölümde sürenin sadece zamanın bir fonksiyonu olduğu durumda, süre modellerindeki risk fonksiyonlarının tahmininde en sık yararlanılan dağılımlara yer verilmektedir.

210. Üssel Dağılım

T , tamamlanma süresini temsil eden tesadüfi değişken ve λ parametrelili üssel bir dağılıma sahip olsun. Bu durumda olasılık yoğunluk, dağılım, hayatta kalım fonksiyonu, sırasıyla, aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$f(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} & t \geq 0, \lambda > 0 \\ 0 & t < 0 \end{cases} \quad (2.6)$$

$$F(t) = \int_0^t \lambda e^{-\lambda t} dt = 1 - e^{-\lambda t} \quad t \geq 0 \quad (2.7)$$

$$S(t) = 1 - F(t) = e^{-\lambda t} \quad t \geq 0 \quad (2.8)$$

Risk ve birikimli risk fonksiyonu (1.4) ve (1.7) eşitliklerinden,

$$h(t) = \lambda \quad t \geq 0 \quad (2.9)$$

$$H(t) = -\ln S(t) = \lambda t$$

olarak elde edilir. Birikimli risk fonksiyonu t ile doğrusaldır. Risk oranının sabit olması uygulamalı çalışmalarda üssel dağılımın kullanımını sınırlamaktadır. Ayrıca risk oranının zamandan bağımsız olması nedeniyle herhangi bir süre bağımlılığı söz konusu olmamaktadır. Bu özelliğe literatürde unutkanlık (memoryless) olarak bilinmektedir. Fiyat davranışları ile ilgili araştırmalarda iki fiyat değişiminin arasında geçen sürenin üssel dağılıma uyduğu varsayımı oldukça yaygın bir şekilde kullanılır.

211. Weibull Dağılımı

Üssel dağılımın sabit risk oranına sahip olmasının uygulamada getirdiği kısıtlamalar nedeniyle üssel dağılımın genelleştirilmiş bir şekli olan weibull dağılımı daha sık kullanılmaktadır. Weibull dağılımı iki parametre ile karakterize edilmektedir. Bu parametrelerden, γ parametresinin değeri dağılımın şeklini, λ parametresinin değeri de dağılımın ölçeğini belirtir. Weibull dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$f(t) = \lambda \gamma (\lambda t)^{\gamma-1} e^{-(\lambda t)^\gamma} \quad t \geq 0, \gamma > 0, \lambda > 0 \quad (2.10)$$

Dağılım fonksiyonu ve hayatta kalım fonksiyonu

$$F(t) = 1 - e^{-(\lambda t)^\gamma} \quad (2.11)$$

$$S(t) = e^{-(\lambda t)^\gamma} \quad (2.12)$$

(2.10) ve (2.11) eşitliklerinden risk fonksiyonu aşağıdaki gibi elde edilir.

$$h(t) = \lambda\gamma(\lambda t)^{\gamma-1} \quad (2.13)$$

Weibull dağılımını ekonometrik analizlerde ilgi çekici kılan durum γ nin değerlerine göre aldığı şekildedir. Risk fonksiyonu, $\gamma < 1$ olduğunda monoton azalan, $\gamma > 1$ olduğunda monoton artan ve $\gamma = 1$ olduğunda ise sabittir. Ayrıca $\gamma = 1$ durumunda weibull dağılımı üssel dağılıma indirgenmiş olur.

212. Log-Lojistik Dağılımı

Süre modellerinde kullanılan bir diğer dağılım log-logistic dağılımdır. Tesadüfi değişkenin logaritmasının ($\log(T)$) lojistik dağılıma uyduğu varsayımı altında T log-lojistik dağılıma uyar. Bu dağılımın yoğunluk, dağılım, hayatta kalım ve risk fonksiyonları sırasıyla aşağıdaki gibidir.

$$f(t) = \frac{\alpha\gamma t^{\gamma-1}}{(1+\alpha t^\gamma)^2} \quad t \geq 0, \alpha > 0, \gamma > 0 \quad (2.14)$$

$$F(t) = \frac{\alpha t^\gamma}{1+\alpha t^\gamma} \quad t \geq 0, \alpha > 0, \gamma > 0 \quad (2.15)$$

$$S(t) = \frac{1}{1+\alpha t^\gamma} \quad t \geq 0, \alpha > 0, \gamma > 0 \quad (2.16)$$

$$h(t) = \frac{\alpha\gamma t^{\gamma-1}}{1+\alpha t^\gamma} \quad t \geq 0, \alpha > 0, \gamma > 0 \quad (2.17)$$

$\gamma > 1$ olduğunda, log-lojistik risk fonksiyonu $t=0$ 'da sifıra eşit olur, daha sonra artar ve $t = (\gamma - 1)^{1/\gamma} / \alpha^{1/\gamma}$ 'de zirveye ulaşır ve daha sonra azalır. $\gamma = 1$ olduğunda risk fonksiyonu başlangıçta $\alpha^{1/\gamma}$ 'ye eşit olur ve sonra monoton olarak azalır. $\gamma < 1$ olduğunda

ise risk fonksiyonu sonsuz büyük değerlere yaklaşır ve t sonsuza gittikçe risk fonksiyonu 0'a doğru düşer. Bu yüzden log-lojistik dağılımı önce artan sonra azalan veya monoton azalan risk tanımlanmasında kullanılır (Lee ve Wang, 2002, 6. bölüm).

213. Diğer Dağılımlar

Üssel, Weibull ve log-lojistik dağılımları dışında süre modellerinde kullanılan diğer dağılımlar, gompertz, gama ve log-normal dağılımları dağılımlardır⁸. Gompertz ve gama dağılımları, weibull gibi monoton artan, monoton azalan ve sabit risk oranına sahip olabilir. Log-normal dağılım ise log-logistic dağılım gibi risk önce artan sonra azalan bir yapıya sahiptir (Cameron ve Trivedi, 2005, p.586).

214. En Çok Olabilirlik Fonksiyonu

Parametrik yöntemlerde parametre tahmini en çok olabilirlik fonksiyonundan yararlanılarak elde edilir. n adet birimin ve herbir birim için sadece bir gözlem süresinin olduğu bir çalışmada, i. birimin tamamlanma süresi t_i olsun. t_i sansürlü bir gözlem değilse i. birimin en çok olabilirliğe katkısı,

$$L_i = f(t_i) = h(t_i)S(t_i) \quad (2.18)$$

olur. Birimlerin sağdan sansürlü olması durumunda ise i. birimin olabilirlik fonksiyonuna katkısı sağ kalım fonksiyonuna eşit olacaktır.

$$L_i = S(t_i) \quad (2.19)$$

olur. Tamamlanmış ve sansürlü gözlemlerin olduğu bir modelin olabilirlik fonksiyonu ise,

$$L = \prod_{i=1}^n L_i = \prod_{i=1}^n [f(t_i)]^{\delta_i} [S(t_i)]^{1-\delta_i} = \prod_{i=1}^n [h(t_i)]^{\delta_i} [S(t_i)] \quad (2.20)$$

⁸ Bu dağılımları özellikleri ve diğer dağılımların özellikleri Kalbfleisch ve Prentice (2002) ve Lancaster (1990)'da bulunabilir.

olarak ifade edilir. Burada δ_i sansülemenin olup olmadığını gösteren bir gösterge olarak

$$\delta_i = \begin{cases} 0, & \text{i. birim sansürlü ise} \\ 1 & \text{i. birim sansürsüz ise} \end{cases}$$

şeklinde tanımlanır. (2.20)'daki eşitliğin logaritması alınarak,

$$\log L = \sum_{i=1}^n \{\delta_i \log f(t_i) + 1 - \delta_i \log S(t_i)\} = \sum_{i=1}^n \{\delta_i \log h(t_i) + \log S(t_i)\} \quad (2.21)$$

elde edilir. Birikimli risk fonksiyonu cinsinden (2.21) eşitliği yeniden yazıldığında en çok olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki şekilde gibidir.

$$\log L = \sum_{i=1}^n \{\delta_i \log h(t_i) - H(t_i)\} \quad (2.22)$$

En çok olabilirlik fonksiyonunun tahmin edilecek olan parametrelere göre 1. türevi alınarak parametre tahminlerine ulaşılır. Örneğin bir üssel modelde, $h(t_i) = \lambda$ ve $H(t_i) = \lambda t_i$ için, en çok olabilirlik fonksiyonu,

$$L(t, \lambda) = \text{Log} L = \sum_{i=1}^n \delta_i \log \lambda - \lambda \sum_{i=1}^n t_i \quad (2.23)$$

olarak elde edilir. (2.23) eşitliğinin λ 'ya göre birinci türevi alınıp 0'a eşitlendiğinde,

$$\frac{\partial L(t, \lambda)}{\partial \lambda} = \frac{\sum_{i=1}^n \delta_i}{\lambda} - \sum_{i=1}^n t_i = 0, \quad \hat{\lambda} = \frac{\sum_{i=1}^n \delta_i}{\sum_{i=1}^n t_i} \quad (2.24)$$

olarak elde edilir. (2.24)'deki eşitlikte $\hat{\lambda}$, λ 'nın en çok olabilirlik tahmin edicisidir. Burada parametrik modelin herhangi bir açıklayıcı değişkene sahip olmadığına elde edilen parametre tahminidir. Açıklayıcı değişkenlerin modele dahil edilmesi durumunda parametre sayısı kadar olabilirlik eşitliği elde edilir. Birden fazla parametre tahmin edileceği zaman, her bir parametre için en çok olabilirlik tahmincileri Newton-Raphson iterasyon yöntemi kullanılarak elde edilir. (Allison, 2004, 4. bölüm)

22. Süre Modelleri

Süre dağılımını etkileyen açıklayıcı faktörlerin incelenmesi ve risk oranına etkilerinin belirlenmesi ekonometrik süre analizlerinin temel noktalarından biridir. Süreye dayalı olarak oluşturulan modellerde açıklayıcı değişkenlerin modele dahil edilmesiyle hızlandırılmış başarısızlık zaman modeli (Accelerated Failure Time -AFT) ve orantılı risk (Proportional Hazard-PH) olarak bilinen modellere ulaşılır. Hızlandırılmış başarısızlık zaman modeli, sürenin logaritması ile açıklayıcı değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olduğunu varsayar. Bu modellerde açıklayıcı değişkenlerin zamana bağlı olmayan (time-invariant) değişkenler olması ve sansürlemenin de bağımsız (non-informative-independent) olması gerekmektedir. Ayrıca bu modellerin tam parametrik modeller olması nedeniyle, doğru ve tutarlı sonuçlar için sürenin parametrik dağılımı doğru belirlenmelidir. Eğer süre için yanlış bir dağılım seçilmişse, en çok olabilirlik tahmincisi tutarsız olur (Cameron ve Trivedi,2005, s.588). Uygulamalı çalışmalarda, tamamlanma sürelerinin parametrik bir dağılıma uymasının zorluğu ve zamana bağlı olarak değişen açıklayıcı değişkenlerin kullanılamaması bu modellerin kullanımını kısıtlamaktadır. Bu modellerin elde edilmiş biçimi ek-1 'de verilmektedir. Diğer model ise aşağıda verilmektedir.

220. Cox Orantılı (Proportional) Risk Modeli

Süre analizinde en sık kullanılan model, Cox (1972) tarafından bulunan, orantılı risk veya cox orantılı risk modeli olarak bilinen modeldir. Bu modelde, hızlandırılmış başarısızlık zaman modelinden farklı olarak risk fonksiyonu, açıklayıcı değişkenlerinin hepsinin 0 olması durumunda elde edilen temel risk fonksiyonu ve sadece açıklayıcı değişkenlere bağlı olan bir fonksiyonun çarpımı olarak ifade edilmektedir. Cox modelinde risk fonksiyonunun logaritması açıklayıcı değişkenlerle doğrusal bir ilişki içindedir. n örneklem büyüklüğüne sahip bir veride, orantılı risk modeli varsayımı i . birimin $i(i=1,2,...,n)$ riski aşağıdaki gibidir⁹.

$$h_i(t) = \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) h_0(t), i = 1, 2, \dots, n \quad (2.25)$$

⁹ Her bir birim için birden fazla süre gözlemine sahip örneklerin analizi ilerleyen bölümlerde verilecektir.

Risk fonksiyonunun matris gösterimi aşağıdaki gibidir¹⁰.

$$h_i(t) = \exp(\beta' x_i) h_0(t) , (\beta' x_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) \quad (2.26)$$

Burada x_{1i}, \dots, x_{pi} i. birim için zamanla değişmeyen (sabit) açıklayıcı değişkenleri, β_1, \dots, β_p parametreleri, $h_0(t)$ ise temel risk fonksiyonunu göstermektedir. Bu modelde temel risk fonksiyonun formu üstünde herhangi bir kısıtlama yoktur. Bir başka deyişle, temel risk fonksiyonu herhangi bir parametrik forma uygun olabilir veya hiç tanımlanmayabilir. Örneğin, (2.25) eşitliğinde, sürenin weibull dağılımına uyduğu varsayıldığında temel risk fonksiyonu, $h_0(t) = \lambda \gamma t^{\gamma-1}$ olarak elde edilir. Bu durumda i. birimin risk fonksiyonu, orantılı risk modelinde $h_i(t) = \exp(\beta' x_i) \lambda \gamma t^{\gamma-1}$ şeklinde ifade edilir.

Bu modelin orantılı risk fonksiyonu olarak bilinmesinin nedeni iki farklı birim için elde edilen risk fonksiyonlarının birbirine olan oranının zamandan bağımsız ve sabit olmasından kaynaklanmaktadır. i. ve j. birimin risk fonksiyonları (2.25)'deki eşitlikten yararlanarak, sırasıyla,

$$h_i(t) = \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) h_0(t) \quad (2.27)$$

$$h_j(t) = \exp(\beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_p x_{pj}) h_0(t)$$

olarak tanımlansın. Bu durumda i. ve j. birimlerin risklerinin birbirine oranı aşağıdaki gibi elde edilir.

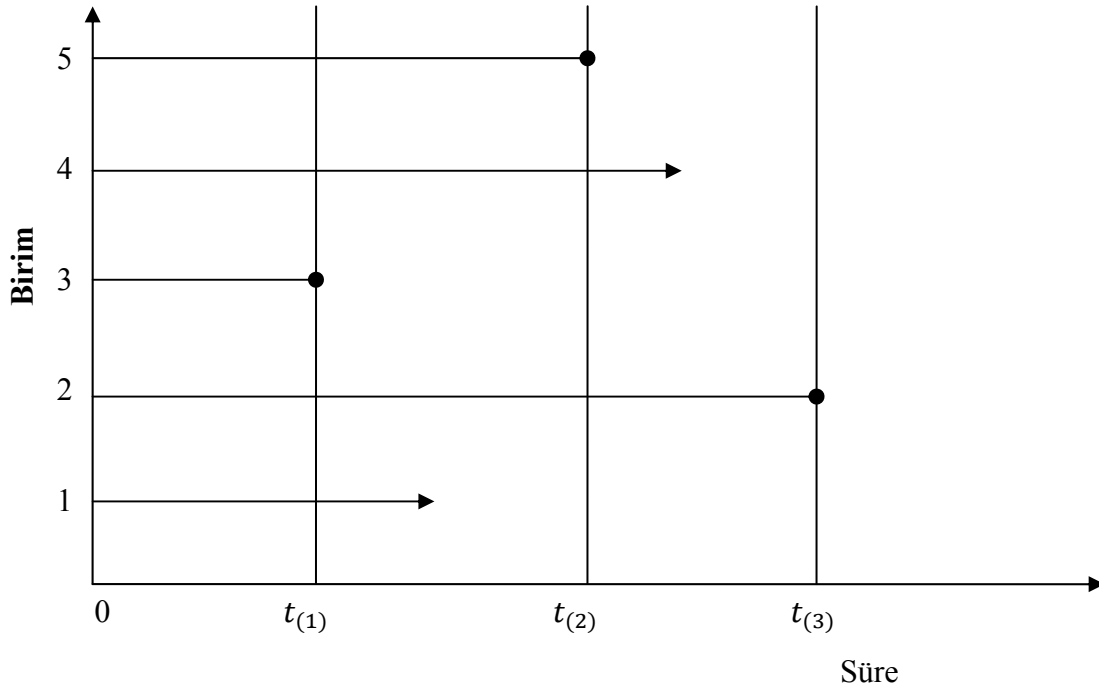
$$\begin{aligned} hr &= \frac{\exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) h_0(t)}{\exp(\beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_p x_{pj}) h_0(t)} \quad (2.28) \\ &= \exp(\beta_1 (x_{1i} - x_{1j}) + \beta_2 (x_{2i} - x_{2j}) + \dots + \beta_p (x_{pi} - x_{pj})) \end{aligned}$$

(2.28)'deki eşitlikte iki birimin risklerinin birbirine oranı, zamandan bağımsız ve sabit olduğu görülmektedir.

¹⁰ $\log h_i(t) = \alpha(t) + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}$, ($\log(h_0(t)) = \alpha(t)$ için)

2201. Kısmi Olabilirlik Fonksiyonu

Cox orantılı risk modelinin parametrelerinin tahmininde Cox (1972) kısmı en çok olabilirlik (partial likelihood) tahmincisinin kullanılabilceğini belirtmiştir. Kısmi olabilirlik fonksiyonu tahmininde, olayın gerçekleşme zamanından çok olayın gerçekleşme sırasını dikkate alır. k tane tamamlanmış ve $n-k$ adet sağdan sansürlü süreye sahip n adet birimden oluşan bir örneklem olsun. Her bir birim için farklı bir tamamlanma süresinin olduğu, bir başka deyişle, gözlemlenen sürelerin eşzamanlılığının (ties) olmadığı kabul edilsin. $t_{(j)}$ j . sıradaki birimin tamamlanma süresi olmak üzere k tane süre, $t_{(1)} < t_{(2)} \dots < t_{(k)}$ ile gösterilsin. $t_{(j)}$ süresinde risk altında bulunan birimlerin kümesi $R(t_{(j)})$ olarak belirtilsin. Burada $R(t_{(j)})$, $t_{(j)}$ süresinden önce tamamlanmamış ve sansürlü sürelerin oluşturduğu küme olarak tanımlanır. Risk setini daha iyi tanımlayabilmek için 5 birimden oluşan Şekil-2'deki örnekleme dikkate alalım.



Şekil: 2
Risk Seti Örneği

Şekil 2’de 1. ve 4. birimlerin süreleri sağdan sansürlü diğerleri ise sansürsüz ve tamamlanma süreleri $t_{(1)} < t_{(2)} < t_{(3)}$ olsun. $t_{(1)}$ 3. birimin, $t_{(2)}$ 5. birimin, $t_{(3)}$ 2. birimin tamamlanma süreleridir. Sıralı sürelerin her birindeki risk kümesi, her bir tamamlanma süresinde, tamamlanmamış ve sansürlü süreleri içerir. Buna göre $R(t_{(1)})$ 1,2,3,4,5. birimleri içerirken $R(t_{(2)})$ 2,4,5. birimleri içermektedir Bu bilgiler ışığında $R(t_{(j)})$ ’ye koşullu olarak $t_{(j)}$ zamanında j. birimin tamamlanma olasılığı,

$$\frac{\exp(\beta'x_{(j)})}{\sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\beta'x_l)} \quad (2.29)$$

olur. Burada $x_{(j)}$, $t_{(j)}$ süresinde tamamlanan birimin açıklayıcı değişkenlerinin vektörüdür. Her bir tamamlanmanın kısmi olabilirlik fonksiyonuna katkısı dikkate alındığında, kısmi olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^k \frac{\exp(\beta'x_{(j)})}{\sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\beta'x_l)} \quad (2.30)$$

Burada paydadaki toplam ifadesi $t_{(j)}$ süresinde risk altında olan tüm birimlerin $\exp(\beta'x)$ değerlerinin toplamıdır. (2.30)’da verilen olabilirlik fonksiyonuna sansürlü süreler katılmazlar. Ancak sansürleme süresinden hemen önceki tamamlanma süresindeki risk kümesinde yer alırlar. Her tamamlanma zamanında risk kümesi belirlenmiş olduğu için olabilirlik fonksiyonu sadece tamamlanma zamanlarının sıralanmasına bağlıdır. Eğer olabilirlik fonksiyonuna gözlemlenmiş sürelerin yanı sıra sansürlü süreler de katılırsa, olabilirlik fonksiyonu değişerek sansürlemeye uygun hale gelir.

$\delta_i = \begin{cases} 0, & \text{i. birim sansürlü ise} \\ 1 & \text{i. birim sansürsüz ise} \end{cases}$ olmak üzere (2.30)’daki eşitlik,

$$L(\beta) = \left[\prod_{i=1}^n \frac{\exp(\beta'x_{(j)})}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta'x_l)} \right]^{\delta_i} \quad (2.31)$$

olur. (2.31)’deki eşitliğin doğal logaritması alındığında, kısmi ençok olabilirlik,

$$l(\beta) = \log L(\beta) = \sum_{i=1}^n \delta_i \left\{ \beta' x_{(i)} - \log \left[\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta' x_l) \right] \right\} \quad (2.32)$$

olarak elde edilir. β nin kısmi en çok olabilirlik tahmin edicilerini, $\hat{\beta}$, elde etmek için $l(\beta)$ nin 1. türevi alınır ve 0' a eşitlenir.

$$\frac{\partial l(\beta)}{\partial \beta} = 0 \quad (2.33)$$

(2.33) deki eşitliğin çözümü Newton—Raphson iterasyon yöntemi kullanılarak elde edilir.¹¹ Kısmi olabilirlik tahmini, temel risk fonksiyonu ile ilgili herhangi bir bilgi içermemesine rağmen en çok olabilirlik tahmininin normallik, etkinlik ve tutarlılık özelliklerini taşımaktadır. (Singer ve Willett, 2003, s.516) (2.32)'deki eşitlikte belirtilen kısmi olabilirlik fonksiyonu, tamamlanma sürelerinin eşzamanlılığın (ties) olması durumunda geçersiz kalmaktadır. Eşzamanlı tamamlanma sürelerinin varlığı durumunda, Breslow yaklaşımı, Efron yaklaşımı ve exact expression gibi yöntemler kullanılarak kısmi olabilirlik fonksiyonu tanımlanmaktadır. Breslow yaklaşımı, eşzamanlılığın varlığında en kolay ve en çok kullanılan yöntemdir. Bu yöntemde eşzamanlı tamamlanmaların hangilerinin daha önce gerçekleştiği bilinmemesi nedeniyle risk seti, hangi tamamlanmanın daha önce gerçekleştiğine bakılmaksızın, her bir tamamlanmada, aynı büyüklüğe sahiptir. Breslow tarafından önerilen en çok olabilirlik fonksiyonu,

$$L_{breslow} = \prod_{j=1}^k \frac{\exp(s_j' \beta)}{\left[\sum_{i \in R_j} \exp(x_i' \beta) \right]^{d_j}} \quad (2.34)$$

olarak ifade edilir. Burada s_i eşzamanlı gerçekleşen tamamlanmalarda açıklayıcı değişkenlerin toplamı ve d_j ise t_j zamanda eşzamanlı gerçekleşen tamamlanma sayısıdır. Breslow yaklaşımı eşzamanlı tamamlanmaların göreceli olarak az olduğu zamanlarda yeterli olmakla birlikte, eşzamanlı tamamlanmaların fazla olması durumunda ise etkinliğini kaybetmektedir (Steffensmeier ve Kanet (2004, s.54). Efron yaklaşımında ise eşzamanlı

¹¹ Newton—Raphson iterasyon yöntemi için bak Lee ve Wang,2003.

tamamlanmaların sıralı gerçekleştiği ve bu sıraya göre risk setinin değiştiğini varsayar. Bu yöntemin olabilirlik tahmini de,

$$L_{efron} = \prod_{j=1}^k \frac{\exp(s_j' \beta)}{\prod_{r=1}^{d_i} \left[\sum_{i \in R_j} \exp(x_j' \beta) - \frac{r-1}{d_i} \sum_{i \in D_j} \exp(x_j' \beta) \right]} \quad (2.35)$$

olarak ifade edilir (McCall ve McCall, 2008 s.141). Burada r , t_j zamanda eşzamanlı gerçekleşen tamamlanma sayısı, D_j ise t_j zamanda risk setindeki eşzamanlı tamamlanma sayısıdır. Efron yaklaşımı Breslow yaklaşımından daha doğru sonuçlar vermektedir (Steffensmeier ve Kanet 2004, s.56). Diğer yöntemlerin özellikleri ve hesaplama yöntemleri için McCall ve McCall,(2008) ve Steffensmeier ve diğerleri (2004)'de bulunabilir.

2202. Zamana Bağlı Değişkenler

Daha önceki bölümlerde açıklayıcı değişkenlerin zamandan bağımsız (time-invariant) olduğu varsayılmıştı. Ancak uygulamada, süreyi etkileyen açıklayıcı değişkenlerin zamana bağlı olması oldukça sık karşılaşılan bir durumdur. Hızlandırılmış başarısızlık modelleri sadece sabit açıklayıcı değişkenleri kullanarak sürenin modellenmesine izin vermesine rağmen cox orantılı risk modelleri, oransallık varsayımı olmadan zamana bağlı açıklayıcı değişkenlerin modelde kullanılmasına olanak vermektedir. Bu türdeki modellere genişletilmiş cox regresyon modeli adı verilmektedir. Zamana bağlı değişkenler iki tipe ayrılmaktadır. İçsel (internal) değişkenler, birimlerin kendi karakteristik özelliklerinden dolayı farklı değerler alan değişkenlerdir. Bu değişkenler tamamlanma süresi içinde gözlemlenir. t anındaki ürüne özel şokları ifade eden değişkenler bu tipteki değişkene örnek verilebilir. Diğer tip olan dışsal (external) değişkenler ise, çevresel veya dışsal nedenlerden dolayı farklı değerler alan, değeri önceden bilinen değişkenlerdir. Buna örnek olarak insan ile ilgili araştırmalarda bireyin yaşı verilebilir. İçsel ve dışsal zamana bağlı bir değişkenler arasındaki en önemli fark, koşullu risk fonksiyonu ve koşullu hayatta kalım fonksiyonu arasındaki ilişkidir. Dışsal zamana bağlı değişkenlerle açık bir şekilde koşullu risk fonksiyonu ile hayatta kalım fonksiyonu arasında bir ilişki kurulabilirken, içsel zamana bağlı değişkenlerde ise bu ilişki anlamsız kalabilmektedir. Kısmi en çok olabilirlik fonksiyonu oluşturulması için t süresindeki i . birimin süresinin tamamlanmasında risk seti içindeki diğer bütün maddelerin açıklayıcı değişkenlerinin değeri bilinmelidir. Bu durum

dışsal zamana bağlı açıklayıcı değişkenler için bir sorun teşkil etmemektedir. Zira dışsal açıklayıcı değişken maddelerin tamamlanma sürelerinden bağımsızdır ve her bir t süresinde matematiksel veya stokastik olarak belirlenebilir. Ancak içsel, bir başka deyişle, birimlerin özelliklerine göre zamana göre değer alan değişkenlerde ise, bir birimin t süresinde tamamlandığı bilindiğinde risk fonksiyonu t süresine kadar tanımlanmakta ancak t'den büyük süreler için risk fonksiyonu tanımlanamamaktadır. Bu durum risk fonksiyonu ile hayatta kalım fonksiyonu arasındaki ilişkinin dolaylı olarak hayatta kalım süresine kadar tanımlanabilmesine daha sonraki süreler için ise tanımsız olmasına yol açmaktadır. Bazı ekonometrik uygulamalarda zamana bağlı değişkenlerin içsel veya dışsal olması parametrelerin yorumlanmasında bu durum önem taşımaktadır.

Cox regresyon modeline, zamana bağlı değişkenleri dahil edilmesi işlemi aşağıdaki gibi yapılır. Daha önce n örneklemli bir çalışmanın i. birimin risk fonksiyonu cox orantılı risk modeliyle aşağıdaki şekilde ifade edilmişti.

$$h_i(t) = \exp\left(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{ji}\right) h_0(t) \quad (2.36)$$

(2.36) modelinde bazı açıklayıcı değişkenlerin zamanın bir fonksiyonu olduğu kabul edilsin ve i. birimin t süresindeki j. açıklayıcı değişkeninin değeri $x_{ji}(t)$ ile gösterilsin. Bu durumda zamana bağlı değişkenli cox regresyon modeli aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$h_i(t) = \exp\left(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{ji}(t)\right) h_0(t) \quad (2.37)$$

Burada bazı değişkenler zamana bağlı, bazıları zamandan bağımsız olabilir. Örneğin i. birimin gözlemlendiği yerleşim yeri sabit bir açıklayıcı değişken olarak bütün t değerleri için $x_{1i}(t) = x_{1i}(0) = x_{1i}$ olarak ifade edilebilir.

Kısmı en çok olabilirlik fonksiyonu da aşağıdaki gibi gösterilebilir,

$$l(\beta) = \log L(\beta) = \sum_{i=1}^n \delta_i \left\{ \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ji}(t_i) - \log \sum_{l \in R(t_i)} \exp \left(\sum_{j=1}^p \beta_j x_{jl}(t_i) \right) \right\} \quad (2.38)$$

Burada $R(t_i)$, i . birimin ($i=1\dots n$) tamamlanma süresi olan t_i deki risk setini, δ_i ise i . birim sansürlü ise 0 değilse 1 değerini alan gösterge değişkeni göstermektedir (Collet, 2003,s 255)

2203. Tabakalı Cox Regresyon

Uygulamada, orantılı risk modelinin iki birimin risk fonksiyonlarının birbirine oranının zamandan bağımsız ve sabit olması varsayımı geçerli olmayabilir. Bu durumda cox modeli genelleştirilerek tabakalı cox modeli elde edilir. Açıklayıcı değişkene göre veri seti tabakalara ayrıldığında cox regresyon modeli,

$$h_i(t) = \exp(\beta' x_i) h_{0i}(t) \quad (2.39)$$

olarak gösterilir. (2.39) 'daki eşitlikte temel risk fonksiyonu, $h_{0i}(t)$, her bir tabaka için ayrı tanımlanmakta ancak modelin katsayıları bütün tabakalar için aynı olarak tanımlanmaktadır. Bunun anlamı, her bir tabaka için risk orantılı olmakla birlikte, tabakalar arası orantılı olmamaktadır. (Lee ve Wang, 2003, s.348)

23. Gözlemlenemeyen Heterojenlik

Geleneksel regresyon modellerinde gözlenen birimler arasındaki heterojenlik açıklayıcı faktörlerle (değişkenlerle) ölçülür. Ölçülemeyen ve modele dahil edil(e)meyen faktörlerin oluşturduğu değişim ise hata terimine dahil edilerek regresyon çözümlemesine gidilir. Cox regresyon modellerinde hata teriminin olmaması, bu gözlemlenemeyen faktörlerden kaynaklanan heterojenlik, risk fonksiyonun değişimine ve katsayıların yanlı olarak tahmin edilmesine yol açmaktadır(Karim, 2008, s.3).

Cox regresyon modellerinde gözlemlenemeyen değişkenlerin yol açtığı heterojenliğin etkisi, tesadüfi bir değişkenin modele dahil edilmesiyle kontrol altına alınır. Tesadüfi terimli bu yeni modele zayıflık (frailty) modeli denilir¹². Tesadüfi terim, modele çarpımsal

¹² Lancaster (1979) bu modeli Mixed proportional hazard modeli olarak adlandırmıştır.

olarak eklenir ve böylece cox modeli, temel risk fonksiyonu, açıklayıcı değişkenlerin fonksiyonu ve gözlenemeyen faktörlerin risk fonksiyonu üstündeki etkisini ölçen tesadüfi terim olarak ayrılır. Bu tesadüfi terim, cox regresyon modellerinde regresyon katsayılarının yanlılığını düzeltir.

Tesadüfi terimim üç tane varsayımı vardır. Bunlar, tesadüfi terimin açıklayıcı değişkenlerden ve sansürleme zamanından bağımsız olması, bilinen sonlu parametreye sahip bir dağılıma sahip olması ve risk modeline çarpımsal olarak ilave edilmesidir. (Wooldridge, 2001, s.703)

n gözlemlenmiş bir örnekte $i(i=1,2,\dots,n)$ birim için, gözlemlenemeyen heterojenliğin modele dahil edildiği modelde risk fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$h_i(t) = v_i h_0(t) \exp(x_i' \beta) \quad (2.40)$$

Burada v_i modele çarpımsal (multiplicative) olarak giren tesadüfi terimidir. Tesadüfi terim, risk fonksiyonun negatif değerler alamayacağı için pozitif bir alanda tanımlanmalıdır. Ayrıca bu tesadüfi terimi üstündeki bir diğer varsayım ise, ortalaması 1 ve varyansı sonlu olan bir dağılıma sahip olmasıdır. (2.40)'daki tesadüfi teriminin değeri, $v_i > 1$, olursa birimlerin tamamlama riski ortalama riskten daha fazla olur ve tamamlanma daha hızlı gerçekleşir Aynı şekilde $v_i < 1$ olduğunda birimlerin tamamlanma riski ortalama riskten daha düşük olur (Hosmer ve Lemeshow, 1999, s.319).

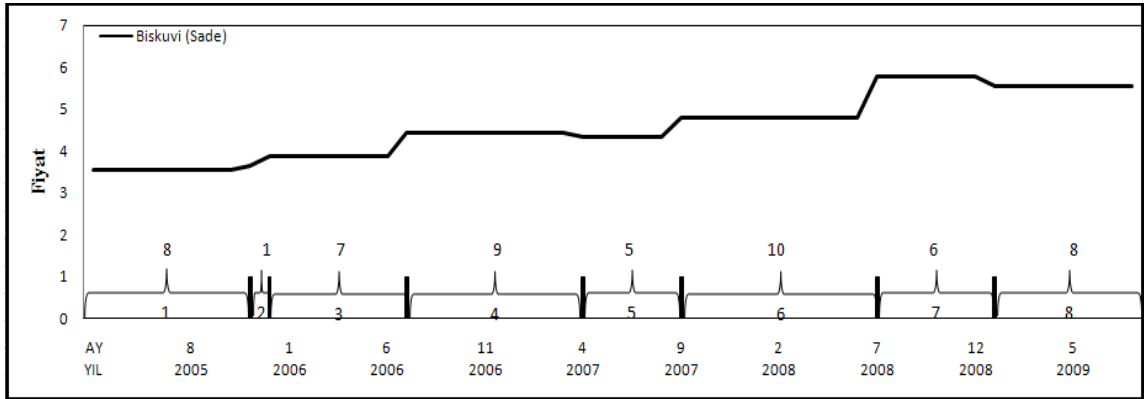
Literatürdeki çalışmalarda, tesadüfi terim için birkaç dağılım önerilmiştir. Ancak olabilirlik fonksiyonunun diğer dağılımlara göre daha kolay elde edilebilmesi ve risk fonksiyonunun negatif olamama şartı nedeniyle, tesadüfi terim dağılımı için gama dağılımı en sık kullanılan dağılımdır.¹³ Zayıflık modellerinde, eğer temel risk için parametrik bir form verilmişse, en çok olabilirlik fonksiyonunu kullanarak parametre tahminleri elde edilebilir. Ancak temel risk fonksiyonu için parametrik bir form varsayılmıyorsa, EM (Expectation-

¹³ Gama dağılımının yanında değişik araştırmacılar tarafından tesadüfi terim için log-normal, ters-gama gibi dağılımlar da kullanılmıştır.

Maximization) algoritmasından yararlanılarak parametre tahmininde bulunulur. (Karim, 2008)

24.Çoklu Tamamlanma

Bu bölüme kadar sürelerin bağımsız birimlerden gözlemlendiği varsayılmıştı. Ancak özellikle sosyal ve ekonometrik çalışmalarda her bir birim için birden fazla tamamlanma süresinin gözlemlenmesi yaygın bir durumdur. Aynı birim için birden fazla sürenin gözlemlenmesi, bu sürelerin birbiriyle benzer özelliklere sahip ve ilişkili olmasına sebep olmaktadır. Bu ilişki dikkate alınmadan elde edilen tahminlerde, standart hata tahminlerinin daha küçük, test istatistiklerinin daha büyük çıkması gibi bir yanlılığa yol açmaktadır (Allison, 2004,s. 240). Şekil-3'te bir çoklu tamamlanmaya sahip bir birim örneği verilmektedir.



Şekil: 4

Çoklu Tamamlanma Örneği

Trabzon'daki bir markette satılan bisküvi maddesinin (birim) zaman fiyat grafiğinde, grafiğin alt kısmında, parantezin üstündeki sayılar bisküvi fiyatının sabit kaldığı süreyi ay olarak göstermektedir. Örneğin 3. parantezin üstündeki sayı bisküvi fiyatının 7 aylık süre boyunca sabit kaldığını göstermektedir. Parantezin içindeki sayılar ise kaçınıcı süre olduğunu göstermektedir. Şekilde, 1. sürenin başlangıç zamanı ile 8. sürenin bitiş zamanı tam olarak bilinmemektedir. Diğer süreler ise fiyat değişimi ile tamamlanmıştır. Şekil-3'te sürelerin birbiriyle ilişkili olması olası bir durumdur.

Süreler arasında ilişkinin varlığı durumunda bu sürelerin arasındaki ilişkiyi dikkate alan birçok yöntem geliştirilmiştir. Bu yöntemler varyans düzeltme modelleri (variance corrected models) ve ortak zayıflık (shared frailty) modeli olarak ayrılabilir. Andersen Gill (AG) sayma süreci (counting process) yöntemi, Prentice, Williams, and Petersen (PWP) sayma süreci yöntemi ve Wei, Lin, and Weissfeld (WLW) marjinal yöntemi varyans düzeltme modelleridir. Bu modellerin altında yatan temel mantık, tekrarlanan sürelerin sadece varyansı etkilediği, beklenen değerde herhangi bir yanlılığa sebep olmadığıdır. Süreler arasında ilişki varsa parametre tahminleri tutarlı fakat yanlı, varyans kovaryans matrisi ise yanlı ve tutarsızdır. Her üç yöntemde, sürelerin birbirinden bağımsız olduğu varsayılır ve cox regresyon modellerindeki gibi parametre tahminleri kısmi olabilirlik fonksiyonuyla elde edilir. Daha sonra ise varyans-kovaryans matrisi süreler arasındaki ilişkiyi dikkate alacak şekilde düzeltilir (Box-Steffensmeier, Zorn, 1999 s.14).

Çoklu tamamlanmaya sahip her bir birimin bir grup olduğu varyans düzeltme metotlarında risk fonksiyonu aşağıdaki gibidir.

$$h_k(t, X_{ki}) = \exp(\beta' x_{ki}) h_0(t) \quad (2.41)$$

Burada T_{ki} i. ($i=1,2,\dots, m$) birimin (grubun) k . ($k=1,2,\dots,K$) tamamlanma veya sansürlenme süresi, x_{ki} , i. birimin k . tamamlanma veya sansürlenme süresi için açıklayıcı değişken ve β , p adet regresyon katsayısını göstermektedir. (2.41)'deki regresyon parametrelerinin tahmini kısmi olabilirlik fonksiyonuyla çözülür. Ancak bilgi matrisinin tersi olan tahmin edilen varyans-kovaryans matrisi, $I^{-1} = -\partial^2 \log L(\beta) / \partial \beta \partial \beta'$, örneklemdaki korelasyonu dikkate almaması nedeniyle parametre tahminine uygun değildir. Bu durum için Lin and Wei (1989) robust varyans kovaryans matrisinin tahmini için aşağıdaki formu önermiştir.

$$V = I^{-1} U' U I^{-1} \quad (2.42)$$

Burada U $n \times p$ boyutlu grup etkili skor hataları matrisidir (efficient score residuals)¹⁴. (2.42)'deki eşitlikte sürelerin bağımsız olması varsayımı vardır. Ancak tamamlanma sürelerinin bağımsız olmaması ve m adet bağımsız gruba (G_1, G_2, \dots, G_m) ayrılabilmesi durumunda robust varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$V = I^{-1}G'GI^{-1} \quad (2.43)$$

Burada, G $m \times p$ boyutlu grup etkili skor hataları matrisidir (Stata Technical Bulletin, 1999, s. 31).

Varyans düzeltme modelleri arasındaki temel fark her bir tamamlanma süresinde tanımlanan risk setinin farklılığından kaynaklanmaktadır. Cox regresyon modellerinde süreler, tamamlanana kadar risk setinde kalır ancak tamamlanma gerçekleştiğinden sonra risk setinden ayrılır. AG modelinde, bütün birimlerin tamamlanma süreleri birbirinden bağımsız kabul edilir. Birimin takip edildiği süre boyunca risk setindedir ve bir tamamlanma süresindeki risk seti diğer bütün birimlerin gözlem altında olan bütün sürelerini içerir. Bu modelde herhangi bir tabakalamaya izin verilmediği için temel risk her bir birim için aynıdır. PWP modelinde ise birimlerin tamamlanma sürelerine göre tabakalara ayrılır. İlk tabaka birimlerin en az bir tamamlanma süresine sahip olanlar ile herhangi bir tamamlanma gerçekleşmeden sansürlü olan süreleri içerir. İkinci tabaka ise en az iki tamamlanma süresine sahip birimler ve bir tamamlanmadan sonra sansürlü olan birimleri içerir. Böylece s . tamamlanma gerçekleştiğinde risk seti $s-1$ tamamlanma süresine sahip birimlerden oluşur. WLW modelinde ise PWP modeline benzer şekilde tabakalama yapılır ancak her bir tamamlanma süresi veya sansürlü süre ayrı bir süreç olarak değerlendirilir. Risk seti oluşturulurken, daha önce kaç kere tamamlanma gerçekleştiğine bakılmaksızın bütün birimler risk setine dahil edilir. Her bir tabakada eğer birim sansürlü veya tamamlanmış değilse sansürlü olarak değerlendirilir ve risk setine dahil edilir (Lee ve Wang, 2003,13. bölüm).

¹⁴ Bir parametrenin etkili skor hataları, kısmi olabilirlik fonksiyonunun θ parametreye göre türevidir. Daha fazla bilgi için (Collet,2003,s.118-119)

Varyans düzeltme modellerinin yanında zayıflık modellerinin çok değişkenli uzantısı da süre modellerinde kullanılmaktadır. Clayton (1978) örneklemedeki birimlerin (grupların) birden fazla süre içermesi durumunda ortak zayıflık (shared frailty) modelini önermiştir. Bu modelde, ortak zayıflık değerinin her bir birimdeki gözlenen süreler için aynı olduğu varsayılır. Eğer zayıflık değerleri her bir birim için biliniyorsa bu durumda tamamlanma süreleri koşullu bağımsız olur (conditionally independent). Ortak zayıflık modeli, aynı birim için ortak zayıflık değerine sahip süreler arasındaki ilişkiden doğan gözlemlenemeyen heterojenliği kontrol altına alır¹⁵.

Box-Steffensmeier ve Zorn, (1999) ortak zayıflık modellerinde, tesadüfi terimin açıklayıcı değişkenlerden bağımsız olması koşulunun sağlanamadığında, yanlış ve tutarsız tahminler elde edileceğini ve parametre tahminlerinin, zayıflık terimi için öngörülen parametrik dağılımına duyarlı olacağını belirtmişlerdir.

25. Model Parametrelerinin Testi

Cox regresyon modellerinde, tahmin edilen regresyon katsayılarının önemliliği, wald istatistiği, çok olabilirlik oranı ve skor istatistiği ile yapılır. Test hipotezi ve karşıtı

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_p = 0$$

$$H_0: \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, p \quad (2.44)$$

şeklindedir. Wald istatistiği, veri setinin yeterince büyük olduğunda, en çok olabilirlik tahmincilerinin normal dağıldığı varsayımına dayanır ve aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$\chi_w^2 = \hat{\beta}' \hat{V}(\hat{\beta})^{-1} \hat{\beta} \quad (2.45)$$

En çok olabilirlik oranı testi wald istatistiğinden daha genel ve veri setinin küçük olması durumunda daha etkili sonuçlar verir. En çok olabilirlik oranı testi için test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$\chi_{lr}^2 = 2[\ln L(\hat{\beta}) - \ln L(0)] \quad (2.46)$$

¹⁵ Varyans düzeltme modelleri ile ortak zayıflık modelleri arasındaki karşılaştırma için Box-Steffensmeier ve Zorn(1999) a bakılabilir.

Skor istatistiđi ise ařađıdaki řekilde tanımlanır.

$$\chi_s^2 = [V(\beta)] [I(\beta)]^{-1} [V(\beta)] \quad (2.47)$$

Burada $V(\beta)$ varyans kovaryans matrisi, $I(\beta)$ bilgi matrisidir. Her üç test istatistiđinin dađılımı, boş hipotez (H_0) geçerli iken, serbestlik derecesi parametre sayısına eşit olan ki-kare dađılımıdır. α anlamlılık düzeyinde, wald istatistiđinde, $\chi_w^2 > \chi_{p,\alpha/2}^2$, olabilirlik oranında, $\chi_{lr}^2 > \chi_{p,\alpha}^2$, ve skor istatistiđinde $\chi_s^2 > \chi_{p,\alpha/2}^2$ olması durumunda H_0 reddedilir (Lee ve Wang, 2003 ve Collet, 2003).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. FİYAT KATILIKLARI VE TEMEL GÖSTERGELER

30. Fiyat Katılıkları ve Risk Fonksiyonları

Makro iktisadın temel tartışma alanlarından biri paranın yanlılığı bir başka deyişle para politikalarının üretim ve istihdam gibi reel değişkenler üstünde etkili olup olmadığıdır. Klasik yaklaşım, fiyat ve nominal ücretlerin esnek olması nedeniyle, para politikalarının reel değişkenler üzerinde hiçbir etkisinin olmadığını dolayısıyla paranın yansız olduğunu öne sürmektedir. Yeni Keynesyen yaklaşım ise, kısa dönemde para politikalarının reel etkiler doğurabildiğini, üretim ve istihdam gibi değişkenler üzerinde etkili olduğunu dolayısıyla paranın yanlı olduğunu öne sürer. Bu yaklaşıma göre, kısa dönemde, fiyat ve ücretlerdeki değişim, para arzındaki değişim kadar olmamakta ve fiyatlar yeni şartlara süratle ayarlanamamaktadır. Bu durumda para politikaları üretim ve istihdam üzerinde etkili olmaktadır. Fiyatların yeni şartlara süratle tepki verememesi, bir başka deyişle fiyatların esnek olmaması, fiyat katılığı olarak adlandırılmaktadır. Para arzındaki değişimin, kısa dönemde, etkisini açıklamadaki etkinliği nedeniyle fiyat katılıkları modern ekonomide çok önemli bir yere sahiptir. Yeni Keynesyen makro iktisat teorisinin temel dayanak noktalarından biri para politikaların etkin olması için fiyatların katı olması gerektiğidir¹⁶.

Çoğu makro iktisadi model fiyat katılıklarının var olduğunu kabul etmekle birlikte bu katılıkların nasıl modellenmesi gerektiğine ilişkin ortak bir görüş mevcut değildir. (Gagnon, 2007) Bununla birlikte fiyat katılıklarının modellenmesinde bu katılıkları modellemede sıklıkla kullanılan, zamana bağlı ve duruma bağlı modellemeden söz edilebilir. Zamana bağlı modeller, iki fiyat değişimi arasında geçen sürenin, ekonominin içinde bulunduğu durumdan bağımsız olarak zamana bağlı olduğunu, işyerlerinin fiyat değişiminin büyüklüğünü belirleyebildikleri ancak zamanlaması konusunda herhangi bir

¹⁶ Fiyat katılıkları ile ilgili olarak daha geniş bilgi için bak Bocutoğlu (2003)

seçeneğe sahip olmadıkları kabulüne dayanır (Golosov ve Lucas, 2007). Bu modellerin en popüler olanları Taylor (1980) tipi ve Calvo (1983) tipi fiyatlandırma modellerdir. Taylor tipi fiyatlandırma modelinde, fiyatlar belirli N ($N > 1$) periyot boyunca sabittir ve değişmez. Her bir periyotta işyerlerinin oransal olarak $1/N$ kadarı, fiyatlarını değiştirirken diğer işyerlerinin geçmiş ve gelecekteki fiyatlarını dikkate alır ve fiyatlarını değiştirir. Calvo (1983) tipi fiyatlandırma modelinde, Taylor (1980) modelinin sabit fiyat değişim periyotları yerine tesadüfi fiyat değişim periyotları dikkate alır. Bu modelde, her bir periyot için, işyerlerinin tesadüfi olarak değişen belirli bir oranı (θ) fiyatlarını değiştirmezken diğerleri $(1-\theta)$ fiyatları revize ederler. Böylece, her periyotta fiyatlarını güncelleyen işyeri sayısı sabit kalır. Ardışık iki fiyat değişimi arasındaki süre, işyerlerinin fiyatları en son revize ettiği zamandan bağımsız olarak üssel dağılan bir poisson süreci olarak ifade edilir¹⁷.

Öte yandan duruma bağlı modellerde, işyerlerinin etiketleme, yeniden etiketleme, değişiklikler konusunda tüketicileri bilgilendirme vb. durumlara ilişkin ek maliyetlerle (menu costs) karşılaşacakları dikkate alınır. İşyerlerinin, bu ek maliyetlere katlanmak istememeleri nedeniyle, en uygun (optimal) fiyatlar ile kendi nominal fiyatları arasında belirli bir boşluk oluşana (eşik değeri aşılanana) kadar beklerler. Bu durumda, fiyatlar talepteki değişimleri tam olarak yansıtamamakta, sonuç olarak da fiyatlarda bir katılığa sebep olmaktadır. Fiyat güncellemelerinin zamandan çok genel ekonomik duruma bağlı olarak değiştiğini öne süren bu modellerin en popüler olanlardan biri Dotsey ve diğerleri (1999) modelidir. Calvo (1983) modeline, duruma bağlı değişkenleri ilave ederek geliştirilen bu modelde, işyerlerinin fiyatlarını değiştirmede zamandan bağımsız olarak farklı sabit maliyetlerle karşı karşıya olduğu kabul edilir. Her periyotta, fiyatlarını değiştiren işyeri oranı sabit olmayıp enflasyon oranının göre değişir. Eğer enflasyon oranı yüksek olmuşsa, fiyatların değiştiren işyeri oranı yüksek olur. Eğer enflasyon oranı düşük olursa fiyatlarını değiştiren işyeri oranı da düşük olur¹⁸.

Fiyat katılığı ve fiyat katılığının derecesi üzerinde olan çalışmalarda araştırmacılar, mikro düzeyde, fiyatların zamana ve duruma bağlılığı, fiyat değişimlerinin zamanlaması, fiyat değişimleri arasında geçen süreyi ve bu süreyi etkileyen faktörleri belirleme

¹⁷ Bu modelde bir işyeri fiyatlarını ortalama $(1 - \theta)^{-1}$ periyotta gözden geçirir. Örneğin zaman periyodu üç aylık bir dönem ve $\theta = 0.75$ kabul edildiğinde bir işyeri fiyatlarını ortalama yılda bir günceller.

¹⁸ Cabarello ve Engel (1993), Chaplin Spulber (1987) ve Golosov ve Lucas (2007) diğer önemli duruma bağlı modellerdir. Daha geniş bilgi Taylor (1999)'da bulunabilir.

çalışmışlardır. Bu çalışmalarda, araştırmacılar iki fiyat değişimi arasında geçen sürenin özelliklerini, süre modellerini kullanarak tahmin ederek belirlemeye çalışmışlardır.

Süre modellerinin, fiyat katılıklarını inceleyen araştırmacılar tarafından sıklıkla kullanılmasının nedeni, zamana bağlı ve duruma bağlı modellerin risk fonksiyonlarının farklı özelliklere sahip olmasıdır. Zamana bağlı modellerden Taylor (1980) modelinde, her bir fiyat değişiminin sözleşmelerin sonunda yapıldığı varsayımı altında, risk fonksiyonu belirli bir periyotta (örneğin 1 yıl) 1'e eşit, diğer dönemlerde ise 0'a eşit olur. Ayrıca ekonomideki süreleri farklı sözleşmeler olduğunda risk oranı sözleşme süresinin sona erdiği değerlerde 0'dan büyük olur. Calvo (1983) modelinde, iki fiyat değişimi arasında geçen süre üssel olarak dağılır ve sabit risk oranına sahiptir. Her dönemde fiyat değişim ihtimali aynı olmakta ve risk fonksiyonu her dönemde birbirine eşittir. Duruma bağlı modellerden Dotsey ve diğerleri (1999) modelinde, enflasyon oranı yüksek olduğunda işyerleri fiyatları daha kısa sürede değiştirmeyi tercih ederler. Fiyatların sabit kalma süresi uzadıkça, optimal fiyatlardan sapma daha fazla olur. Fiyat değişiminden sağlanan faydanın artması sebebiyle, fiyat değişim ihtimali, fiyatların sabit kaldığı süre boyunca artarak devam eder. Fiyat değişim ihtimalinin artması da risk fonksiyonunun yukarı yönlü olmasına yol açar¹⁹.

Literatürdeki fiyat katılıkları ile ilgili çalışmalarda, risk fonksiyonun üç tahmin yöntemi (parametrik olmayan, yarı parametrik ve parametrik) ile ilgili örnekler bulunmaktadır.

Baumgartner ve diğerleri (2005), Higo ve Saita (2007), Veronese ve diğerleri (2005) parametrik olmayan yaklaşımı kullanmış ve tahmin edilen koşulsuz risk fonksiyonlarının aşağı yönlü olduğunu belirtmişlerdir. Parametrik olmayan yaklaşımda, koşulsuz risk fonksiyonlarının aşağı yönlü olması birçok araştırmacı tarafından fiyat değişimleri arasında geçen sürelerdeki heterojenliğine bağlanmıştır.

Nakamura ve Steinsson (2008) çalışmasında, ortak zayıflık modelini kullanmıştır. Bu çalışmada, temel risk fonksiyonu için herhangi bir parametrik dağılım tanımlanmamış ve gözlemlenemeyen heterojenliği kontrol altına almak için modele dahil ettiği tesadüfi terimin gama dağılımına uyduğu varsayılmıştır. Nakamura ve Steinsson (2008)

¹⁹ Fiyat katılığı ile ilgili diğer modellerin risk fonksiyonlarının özellikleri için Alvarez. (2008)'e bakılabilir.

çalışmasında risk fonksiyonlarının ilk birkaç ay için azalan sonraki aylarda ise yatay olduğunu belirtmiştir.

Alvarez ve diğerleri(2005) çalışmasında, İspanya'nın Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) verisini kullanarak Calvo tipi ve Taylor tipi fiyatlama modellerinin risk fonksiyonlarını incelemiştir. Alvarez ve diğerleri (2005) çalışmasında, risk fonksiyonlarının tahmininde, fiyat değişimleri arasında geçen sürenin farklı üssel parametrelili olduğunu varsayan sonlu karışimli bir model kullanmıştır. Alvarez ve diğerleri(2005) sadece sabit risk oranını dikkate almış ve elde ettiği sonuçlarda, TÜFE'de ana gruplar bazında, fiyatlama modellerinin (Calvo ve Taylor tipi) fiyat değişiminin ne kadarının açıklanabildiğini belirmemeye çalışmıştır.

İkeda ve Nishioka (2007) Japonya TÜFE verisini kullandığı çalışmasında, Alvarez ve diğerleri(2005) çalışmasına benzer bir şekilde risk fonksiyonlarını sonlu karışimli bir model ile tahmin etmeye çalışmıştır. İkeda ve Nishioka (2007) fiyat değişimleri arasında geçen sürenin farklı farklı weibull dağılımlarına sahip olduğunu varsaymıştır. Elde ettiği sonuçlarda, risk fonksiyonlarını artan elde etmiştir. Ayrıca, Klenow ve Kryvstov decomposition olarak bilinen ve enflasyon oranının varyansını zamana bağlı ve duruma bağlı faktörlerin toplamı olarak açıklayan yöntemi uygulayarak artan risk fonksiyonlarının daha çok zamana bağlı modellemeden kaynaklandığını belirtmiştir.

Dias ve diğerleri (2005) çalışmasında, Portekiz TÜFE verisini kullanarak fiyat katılıklarının zamana ve duruma bağlılıklarını incelemiştir. Dias ve diğerleri (2005) kesikli süre modellerini kullanarak elde ettiği sonuçlarda, fiyat değişim sıklığının, birikimli enflasyon, son fiyat değişiminin büyüklüğü ve talep düzeyine bağlı olduğunu belirtmiştir²⁰. Dias ve diğerleri (2005) , birikimli enflasyonun ve talep düzeyinin fiyat değişim riskini (ihtimalini) arttırdığı ancak son fiyat değişim büyüklüğünün ise fiyat değişim riski üzerine negatif bir etkisinin olduğunu belirtmiştir.

Fougere ve diğerleri (2005) Fransa TÜFE verisini kullanarak fiyat değişiminin artış, azalış veya madde ikamesi olarak gerçekleştiğini dikkate aldığı çalışmasında, risk

²⁰ Dias vd. (2005) talep düzeyini belirtmek için sanayi üretim endeksini kullanmıştır.

fonksiyonlarında işyerleri arası ve maddeler arası heterojenliğin risk fonksiyonlarının şeklinde önemli etkileri olduğunu, işyeri düzeyinde temel risk fonksiyonunun (açıklayıcı değişkenlerin olmadığı risk fonksiyonu) azalan olmadığını ve fiyat artışlarında duruma bağlı davranışın etkin olduğunu elde etmiştir²¹.

Jonker ve diğerleri(2004) Hollanda TÜFE verisinden yararlanarak oluşturduğu varyans düzeltme modelinde modelinde, fiyatların büyük ölçekli işyerlerinde (100+ personel) küçük işyerlerine göre daha hızlı değiştiği, işyeri büyüklüğünün azalmasıyla işyerlerinin karşılaştığı ek maliyetlerin düştüğünü belirtmiştir. Fiyat değişiminin tek kişilik işyerlerinde büyük ölçekli işyerleriyle benzer sıklıkta değiştiğini belirtmiştir. Ayrıca fiyat değişimi ihtimalinin özellikle kasım aylarında arttığını göstermiştir.

31. Veri Seti

Bu çalışmada kullanılan veri seti, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından 2005.04-2009.09 tarihleri arasında, Trabzon Bölge Müdürlüğü sınırları içinde yer alan ve Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) için fiyat derlemesi yapılan bütün işyerleri ile fiyatı derlenen bütün maddelerin 54 aylık (108 dönem) fiyatlarıdır. TÜİK genel fiyat düzeyinin ve bununla bağlantılı olarak tüketicilerin satın alma gücündeki değişimin bir göstergesi olarak enflasyon oranı için her ay TÜFE'yi açıklamaktadır. TÜFE, belirli bir referans dönemde, bireylerin ortalama tüketim kalıplarını yansıtan bir mal ve hizmet sepetinin zaman içindeki fiyat değişimini ölçer, (TÜİK, Sorularla İstatistikler Dizisi-3, 2008). Bu sepetteki ürünlerin fiyatları, Bölge Müdürlükleri aracılığıyla, bütün il merkezlerinden ve bazı ilçelerden (72 ilçe) derlenmektedir. Derlenen bu fiyatlar ile 26 İstatistik Bölge (İBBS Düzey 2) ve Türkiye için TÜFE hesaplanmaktadır. TÜFE'nin hesaplanmasında Ulusal Hesaplar Sınıflamasının (SNA-System of National Accounts) alt çalışması olan Amaca Göre Kişisel Tüketim Harcamaları Sınıflaması kullanılmaktadır, (COICOP-Classification of Individual Consumption by Purpose). Bu sınıflama çerçevesinde TÜFE, 2008 yılı itibarıyla, 12 ana grup, 44 alt grup, 454 madde ve 851 madde çeşidini içermektedir. Bu kapsamda baldo pirinç madde çeşidine, pirinç maddeye, ekmek ve tahıllar alt gruba ve gıda ve alkolsüz içeceklerde ana gruba örnek olarak verilebilir²². TÜFE'nin hesaplanmasında kullanılmak üzere, TÜİK her bir madde için işyerlerinden ayın 10.(1. dönem) ve 20.(2. Dönem)

²¹ Fougere vd. (2005) uyguladığı yöntem literatürde competing risk model olarak bilinmektedir.

²² Bundan sonraki bölümlerde madde çeşidi ve madde kolaylık için aynı anlamda kullanılacaktır.

günlerini kapsayan haftalarda için fiyat derlemektedir. Her bir maddenin yerleşim yerindeki ortalama fiyatı elde edilirken bu iki dönemin ortalaması alınmaktadır²³.

Veri seti, fiyatı derlenen yerleşim yeri (il ve ilçe), fiyat derlenen işyeri kodu (TÜİK tarafından atanan), fiyatın derlendiği yıl, ay ve dönem, maddenin COICOP sınıflamasındaki kodu ve madde markası bilgilerini içermektedir. Çalışmamız kapsamında fiyat derlemesi yapılan Trabzon, Ordu, Rize, Giresun, Gümüşhane, Artvin il merkezleri ile Ordu-Fatsa ilçe merkezinden derlenen fiyatlar dikkate alınmıştır²⁴. Veri setinde literatürdeki benzer örnekler dikkate alınarak bazı maddeler değerlendirme dışı tutulmuştur. Veri setinden çıkarılan maddeler²⁵,

- Mevsimsel olarak gözlemlenemeyen maddeler

Baumgartner ve diğerleri (2005) çalışmasında, yılın belirli dönemlerinde TÜFE için işyerlerinden derlenmekte ancak yılın geri kalan döneminde gözlemlenemeyen maddeleri veri setinden çıkarılmıştır. Bu kapsamda TÜFE için fiyatı derlenen balıklar, yaş meyve sebze, giyim ve ayakkabı grubunda, palto, okul önlükleri gibi belirli dönemde fiyatı derlenen maddeler veri setinden çıkarılmıştır.

- Enerji Maddeleri

Alvarez ve Hernando (2006) ve Veronese ve diğerleri(2005) ve diğer birçok araştırmada akaryakıt ürünleri (Benzin, Mazot ve LPG) yanlılığa sebep oldukları gerekçesiyle veri setinden çıkarıldıkları görülmektedir. Benzer şekilde bu çalışmada da bu maddeler veri seti dışında tutulmuştur.

- Yüksek Fiyat Değişimi Gösteren Maddeler

Bazı maddelerde TÜİK'in TÜFE sepetinde yaptığı güncellemelerden dolayı çok yüksek fiyat değişimi gerçekleşmektedir. Bu çalışmamızda bir maddenin takip edildiği

²³ Yaş meyve ve sebze, benzin, mazot, LPG gibi ürünlerde ayda 4 kez, gerçek kirada ise ayda 1 kez fiyat derlenmektedir.

²⁴ TÜİK Trabzon ilinin Sürmene ve Beşikdüzü ilçelerinden de fiyat derlemektedir. Ancak fiyat hareketlerinin çok düşük düzeyde kalması ve yeterli sayıda fiyat gözlemi olmaması nedeniyle çalışma kapsamı dışında tutulmuştur.

²⁵ TÜİK Merkezi olarak derlenen maddeleri bütün istatistiki bölgeleri temsilen Ankara Bölge Müdürlüğü aracılığıyla derlemektedir. Bu maddeler literatürdeki örneklere benzer olarak kapsam dışı tutulmuştur.

dönemler maddenin COICOP kodu ve işyeri kodunun değişmemesine göre belirlenmiştir. COICOP kodu veya işyeri kodu değişmeden maddenin özelliği değiştiğinde çok yüksek fiyat değişimi gerçekleştiği görülmektedir. Bu özellikteki maddeler kısmi olarak kapsam dışı tutulmuştur²⁶. Örneğin fotokopi kağıdında aynı COICOP kodu altında 2005 Aralık ayına fotokopi kağıdı adet olarak derlenirken 2006 Ocak ayından itibaren fotokopi kağıdı top olarak derlenmeye başlanmıştır. Bu değişim sebebiyle ham veride %16000 gibi bir anormal fiyat artışı görülmüştür. Bu sebeple fotokopi kağıdında sadece 2006 Ocak ayından sonraki dönemlerde derlenen fiyat dikkate alınmıştır.

- Gözlem periyodu kısa olan maddeler

TÜİK her yıl, TÜFE sepetini, tüketim alışkanlıklarında meydana gelen değişimi tam olarak yansıtması için güncellemektedir. Bu güncelleme sonucunda tüketimde önemini yitiren bazı maddeler sepetten çıkarılmakta, tüketimi hane halkı bütçesinde önem kazanan maddeler ise sepete dahil edilmektedir. Bu çalışmada sepete 2006'da sepetten çıkarılan ve 2009'da sepete eklenen ve bölge müdürlüğü aracılığıyla derlenen maddeler veri setinden çıkarılmıştır.

Bu düzenlemelerin sonucunda eldeki veri setinde kapsanan gözlem sayısının yerleşim yeri bazında Tablo 1'de verilmektedir.

Tablo : 1
Yerleşim Yeri ve Yıllar İtibariyle Derlenen Madde Sayıları

Yerleşim Yeri Adı	Yıl				
	2005	2006	2007	2008	2009
ARTVİN	9532	10330	11574	12267	9045
GİRESUN	10707	12375	13567	14519	12555
GÜMÜŞHANE	10160	10178	11421	12018	8885
FATSA ²⁷	.	8109	9160	14039	11125
ORDU	10721	15189	17115	18278	15065
RİZE	9760	12386	13458	14527	12711
TRABZON	10713	23566	26367	31413	25153

²⁶ Bu tipteki en belirgin durum fotokopi kağıdında görülmektedir. 2005 yılı sonuna kadar fotokopi kağıdı takip edilirken 2006 yılından itibaren fotokopi kağıdı(top) olarak takip edilmeye başlanmıştır. Bu durum 2006 yılında fotokopi kağıdında %16000 civarında artış olarak görülmektedir.

²⁷ Fatsa ilçesinde 2006 yılından itibaren fiyat derlenmeye başlanmıştır.

32. Fiyat Değişiminde Heterojenlik

320. Fiyatların Değişiminin Dağılımı

Bu bölümde fiyat değişiminin temel özelliklerinden biri olan iki fiyat değişimi arasındaki geçen sürenin dağılımı incelenmiştir. Tablo 2’de yerleşim yeri bazında, son fiyat değişiminden sonra geçen ortalama süre verilmektedir. Elde edilen sonuçlarda, ilk fiyat değişimine kadar geçen süre (soldan sansürlü) ile son fiyat değişiminden sonra geçen süre (sağdan sansürlü) analiz dışı tutulmuştur.

Tablo: 2

Yerleşim Yeri İtibariyle Fiyatların Sabit Kalma Süreleri-Dönem

Yerleşim Yeri	Fiyatların Sabit Kalma Süreleri		
	Ortalama	Varyans	Değişim Katsayısı ²⁸
Artvin	11.62	206.29	123.60
Giresun	7.65	116.11	140.85
Gümüşhane	11.35	226.06	132.46
Fatsa	8.58	135.75	135.79
Ordu	7.01	98.97	141.92
Rize	8.39	122.51	131.92
Trabzon	7.12	99.89	140.37
Bölge Geneli	8.17	129.14	139.09

Tablo 2’de fiyatların Artvin’de ortalama 11.62 dönemde, Trabzon’da 7.12 dönemde, Ordu’da ise 7.01 dönemde değiştiği görülmektedir. Tablo 2 incelendiğinde bütün yerleşim yerlerinde fiyatların sabit kaldığı süreler arasında oldukça büyük bir heterojenlik görülmektedir. Değişim katsayısının homojenliğin bir göstergesi olarak düşünüldüğünde, fiyatların sabit kaldığı süreler arasındaki heterojenlik, yerleşim yerlerinde nüfusla orantılı bir şekilde, artmaktadır. Bunun yanında fiyatlardaki katılığın yerleşim yerinin büyüklüğü ile ilişkili olduğu görülmektedir. Nitekim Ordu ve Trabzon gibi nispeten daha

²⁸ Değişim katsayısı=(standart sapma /ortalama)*100 olarak hesaplanmıştır. Değişim katsayısının yüksek olması ortalamadan sapmanın yüksek dolayısıyla fiyatların sabit kalma sürelerinin yüksek değişkenlik olduğunu göstermektedir.

büyük yerleşim yerlerinde fiyatlar, daha kısa (daha esnek), Gümüşhane ve Artvin gibi küçük yerleşim yerlerinde ise daha uzun (daha katı) zaman aralıklarıyla değişmektedir. Bölge bazında fiyatların ortalama sabit kalma süresi ortalama 8.17 dönem (4.1 ay) olarak elde edilmiştir. Bu durum Trabzon bölge için fiyatların oldukça kısa zaman aralığında değiştiğini göstermektedir²⁹.

Avrupa Merkez Bankası tarafından tanımlanan ve Avrupa Birliği enflasyon dinamiklerini analiz etmek için tanımladığı 5 ürün tipine göre fiyatların ortalama sabit kalma süreleri ile ilgili sonuçlar tablo 3’de verilmektedir. Tablo 3 incelendiğinde fiyatların sabit kaldığı sürenin dağılımında yerleşim yeri bazında görülen heterojenlik, ürün tipine göre elde edilen sonuçlarda da görülmektedir. Heterojen fiyat değişimi özellikle enerji maddelerinde oldukça yüksek olduğu görülmektedir. Hizmet ürün tipinde ise nispeten daha homojen fiyat değişimi gözlenmektedir. Fiyatların, enerji ve gıdada oldukça hızlı değiştiğini, endüstriyel ürünler ve hizmetlerde ise bu değişimin nispeten daha yavaş gerçekleştiği görülmektedir³⁰.

Tablo: 3
Ürün Tipine Göre Fiyatların Sabit Kalma Süreleri-Dönem

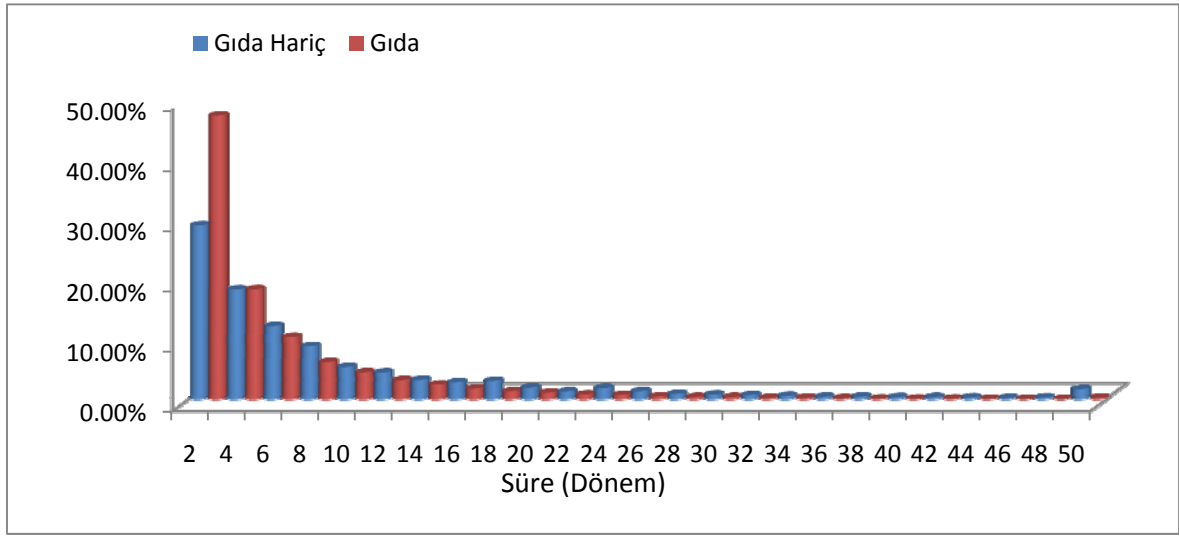
Ürün Tipi	Toplam Süre	Fiyatların Sabit Kalma Süreleri		
		Ortalama	Varyans	Değişim Katsayısı
Enerji	715	5.82	73.97	147.78
İşlenmiş Gıda	18445	5.62	51.32	127.47
İşlenmemiş Gıda	7494	4.59	36.17	131.03
Endüstriyel Mallar (Enerji Hariç)	19680	8.37	111	125.87
Hizmet	2783	14.4	214.79	101.78

Şekil 4’te fiyatların sabit kalma sürelerinin dağılımı gıda ve gıda hariç olarak görülmektedir. Şekil 4’ten görüleceği üzere, fiyatların sabit kaldığı sürenin 0-2 dönem arasında yoğunlaşmakta ve bu dönemlerde fiyatların, gıdada % 47’si gıda haricinde ise % 28.8’i değişmektedir. Gıda haricinde fiyatların sabit kalma sürelerinin daha düzenli bir

²⁹ Türkiye için hesaplanan ağırlıksız fiyatların ortalama sabit kalma süresi 10.72 dönemdir (Göral, 2009).

³⁰ Enerjide akaryakıt ürünleri, İşlenmemiş gıdada sebze meyve ve balıklar ile endüstriyel ürünlerde mevsimsel ürünler hariçtir.

şekilde azaldığı ve 18. dönem (9. ay) ile 24. dönemde (12. ay) küçük düzeyde artışlar görülmektedir.



Şekil: 4
Fiyatların Sabit Kalma Süreleri

321. Fiyat Değişiminin Sıklığı

Mikro düzeyde fiyat katılıkları üzerine yapılan çalışmalarda fiyat değişim sıklığı oldukça önemli bir gösterge olarak değerlendirilir. Eğer fiyat değişim sıklığı düşük ise fiyatların katı olduğuna inanılır (Baumgarner ve diğerleri 2005, s.12). Fiyat değişim sıklığı bir dönemdeki fiyatı değişen madde sayısının toplam gözlenen madde sayısına oranı olarak belirtilebilir. Tablo 4’de aylık fiyat değişim sıklığı yerleşim yeri bazında görülmektedir. Tablo 4’den fiyat değişim sıklığının dönemsel olarak % 10.23 bir başka deyişle her dönem fiyatların 10 da 1’inden fazlası değişmekte ve bu değişimin % 6.21 ‘i artan yönünde, %4.02’si ise azalan yönde gerçekleşmektedir. Yerleşim yerleri bazında değerlendirildiğinde, yüksek nüfuslu merkezlerde artan yöndeki fiyat değişim sıklığıyla paralel olarak azalan yönlü fiyat değişim sıklığının da arttığı ancak nispeten düşük nüfuslu yerleşim yerlerinde fiyatların daha çok artma yönlü olduğu görülmektedir³¹. Nüfusun yüksek olduğu merkezlerde fiyatlar daha esnek ve ürünlere talep daha yüksek olmaktadır. Bunun sonucunda fiyatların azalma ve artma yönündeki hareketliliği artmaktadır. Öte yandan küçük merkezlerde, talebin yetersiz ve az olması fiyatların hareketliliğini,

³¹ Türkiye için fiyat değişim sıklığı 2005-2008 yılları arasında dönemsel olarak % 13.4 ‘dür.

dolayısıyla esnekliğini, kısıtlamakta, fiyatlar daha uzun zaman aralıklarında güncellenmekte ve bu güncelleme genellikle fiyat artışıyla sonuçlanmaktadır.

Tablo: 4

Trabzon Bölge Müdürlüğü için Fiyat Değişim Sıklığı-Dönem (%)

Yerleşim Yeri	Toplam	Artan Yönde	Azalan Yönde
Trabzon Bölge	10.23	6.21	4.02
Artvin	6.87	4.64	2.23
Giresun	11.10	6.64	4.46
Gümüşhane	6.98	4.68	2.30
Fatsa	9.20	5.77	3.42
Ordu	12.17	7.28	4.90
Rize	9.75	5.89	3.87
Trabzon	12.08	7.01	5.07

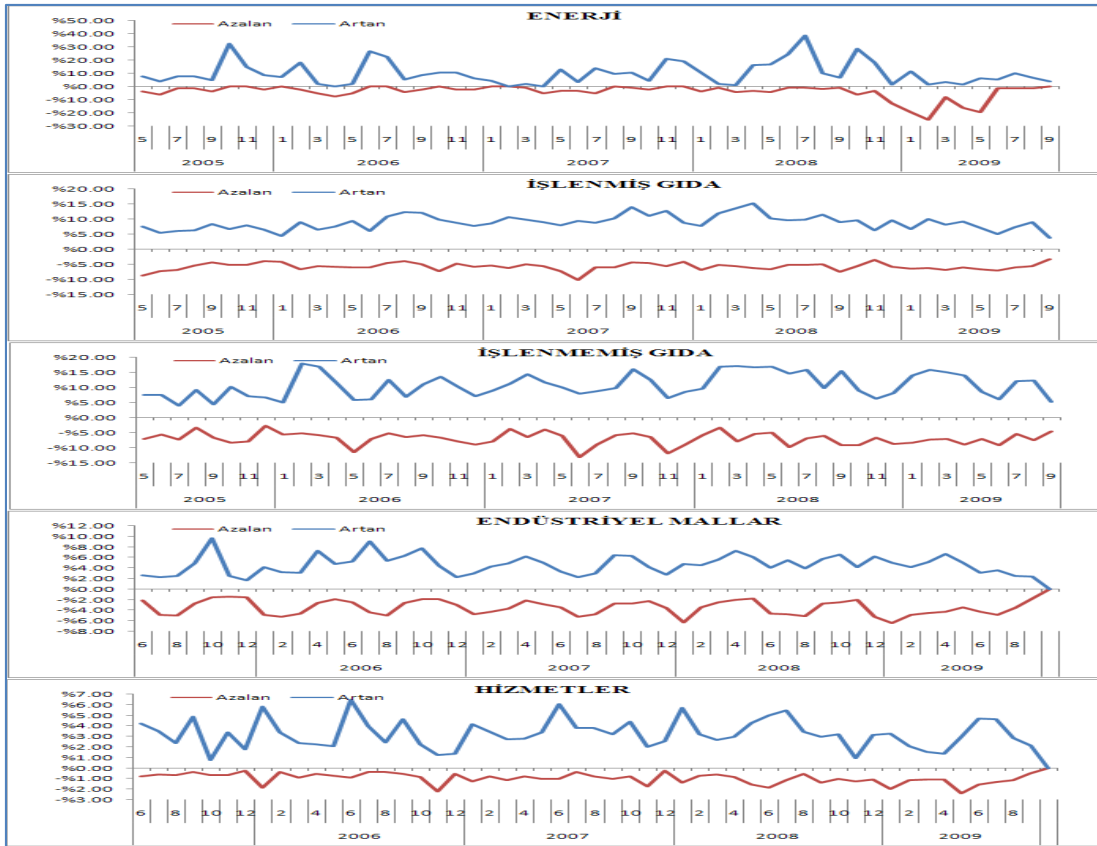
Ürün tipine göre fiyat değişim sıklığı ile ilgili elde edilen sonuçlar tablo 5’te verilmektedir. Tablo 5’ten enerji fiyatlarının artan yönde daha sık değiştiği, endüstriyel mallarda artan ve azalan yönde birbirine yakın oranlarda fiyat değişiminin gerçekleştiği hizmetlerde ise artan yönlü fiyat değişimlerinin baskın olduğu görülmektedir. Fiyatların ortalama sabit kaldığı süre sonuçlarıyla paralel bir şekilde hizmetlerde oldukça düşük yoğunlukta bir fiyat değişiminin gerçekleştiği ve bu ürün tipindeki madde fiyatlardaki katılığın diğer ürün tiplerine göre çok baskın olduğu söylenebilir. Ayrıca işlenmemiş gıda da çok yüksek bir fiyat değişim sıklığı gözle çarpılmaktadır. Her dönem fiyatların %18’i değişmekte ve bu değişimin yaklaşık % 11’i artan yönlüdür.

Tablo: 5

Ürün Tipine Göre Fiyat Değişim Sıklığı (%)

Ürün Tipi	Toplam	Artan Yönde	Azalan Yönde
Enerji	13.954	10.598	3.356
İşlenmiş Gıda	14.524	8.947	5.578
İşlenmemiş Gıda	17.923	10.940	6.983
Endüstriyel Mallar (Enerji Hariç)	8.125	4.631	3.494
Hizmet	4.265	3.270	0.995

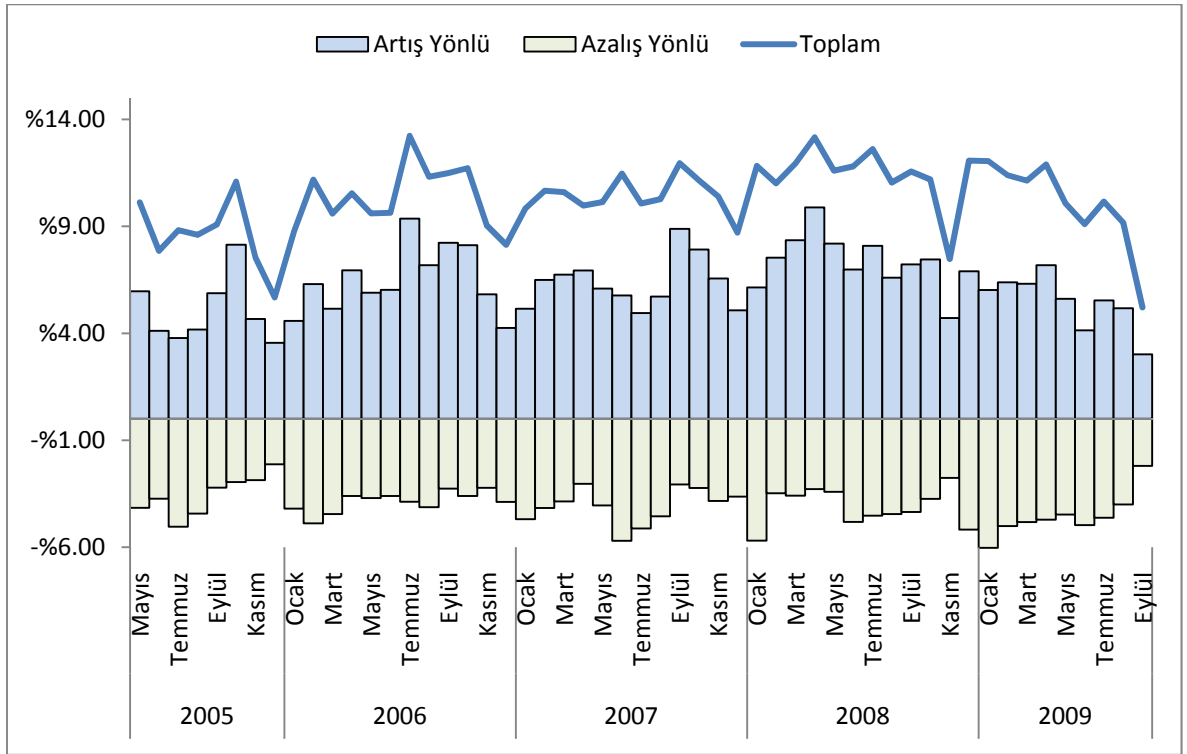
Şekil 5'te ürün tiplerine ve zamana göre artan yönde ve azalan yönlü fiyat değişimin sıklığı verilmektedir. Şekil 5'ten görüleceği üzere, endüstriyel mallarda hem artan ve azalan yönde fiyat değişimlerinde belirgin mevsimsellik vardır. Diğer ürün tiplerinde ise mevsimselliğin düzenli olmadığı görülmektedir. Endüstriyel ürünler hariç diğer ürün tiplerinde görülen bu düzensiz mevsimsellik, maddelerin ürüne özel talep veya arz şoklarıyla karşı karşıya olduklarını göstermektedir. Şekil 5'te, 2008 Eylül ayından itibaren yaşanan ekonomik krize paralel olarak enerji, işlenmiş/işlenmemiş gıda ve endüstriyel ürünlerde fiyat değişim sıklığının artan ve azalan yönde birlikte düştüğü görülmektedir. Enerji ürünlerinde dış piyasalara bağlı olarak azalma yönünde fiyat değişimlerinin daha belirgin bir şekilde arttığı ancak son birkaç ayda azalan yönlü fiyat değişimlerinin kesildiği ve artan yönlü değişimlerin baskınlaştığı görülmektedir. Hizmetlerde ise krizin etkisinin belirgin olmadığı ancak 2009 Haziran ayından itibaren fiyatlardaki katılığın arttığı görülmektedir.



Şekil: 5

Ürün Tipine Göre Fiyat Değişim Sıklığı

Şekil 6’da toplulaştırılmış düzeyde, aylık, toplam, azalan ve artan yönde fiyat değişim sıklığı ve Trabzon Bölge için TÜFE değerleri görülmektedir. Şekil 6’da azalan yöndeki fiyat değişimi sıklığının daha az bir değişkenlik gösterdiği ve genellikle kış aylarında azalan yönlü fiyat değişiminin sıklığının düştüğü görülmektedir. Ancak 2009 yılında azalan yönlü fiyat değişiminde 2008 yaz aylarına göre artan olduğu dikkat çekmektedir. Toplam fiyat değişim sıklığının da artan ve azalan yönlü fiyat değişim sıklıklarının 2009 Ocak ayından itibaren azaldığı görülmektedir.



Şekil: 6

Toplulaştırılmış Düzeyde Fiyat Değişim Sıklığı

Fiyat değişimlerinin oransal büyüklüğü artan yönünde % 15.85, azalan yönde % 13.25 olarak elde edilmiştir³². Şekil 7’de aylar itibariyle fiyat değişim büyüklüklerinin

³² Hesaplama yöntemi EK-2’de verilmiştir

edilmiştir. İşlenmemiş gıdada düzensiz fiyat değişimlerinin gerçekleştiği ancak 2008 yılının ortasından itibaren azalan yönlü fiyat değişimlerindeki dalgalanmanın görülmediği elde edilmiştir. İşlenmiş gıdada artan yönlü fiyat değişimlerinin daha baskın olduğu ve fiyatların aşağı yönlü daha katı olduğu elde edilmiştir. Hizmetlerde fiyat değişimlerinin oldukça katı olduğu ve artan yönlü fiyat değişimlerinin yüksek bir değişkenlik gösterdiği elde edilmiştir. Enflasyon oranındaki düşüşle birlikte 2009 yılından itibaren toplam fiyat değişim sıklığının düşme eğiliminde ve fiyatlardaki katılığını arttırdığı görülmektedir.

Fiyat değişim büyüklüğünde mevsimsel dalgalanmaların olduğu görülmektedir³³. Fiyat değişim büyüklüklerinin veri setinin içerdiği 2005-2009 yılları arasında benzer bir yapı gösterdiği ve son zamanlarda yaşanan ekonomik krizin fiyat değişim büyüklüğünü etkilemediği görülmektedir. Ortalama fiyat değişim büyüklüğünün küçük olması enflasyonun oluşumunda fiyat değişim sıklığının baskın olduğunu göstermektedir. Fiyat değişim sıklığının baskın olması fiyat katılığı modellerinde duruma bağlı modellemenin bir sonucu olarak görülmektedir. Ayrıca fiyat değişim sıklığının yüksek olması ve fiyat değişim büyüklüğünün mutlak değerce yüksek olması fiyatlama davranışlarında ürüne özel şokların etkili olduğunu göstermektedir.

³³ Fiyat değişim büyüklüklerinde görülen mevsimselliğin temel nedeni, giyim ve ayakkabıda gerçekleşen yüksek oranlı fiyat değişimidir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. EKONOMETRİK MODEL

Bu bölümde süre modellerinden yararlanarak fiyat değişimi için parametrik olmayan risk ve hayatta kalım fonksiyonları ile çoklu tamamlanmaya izin veren Andersen-Gill (AG) modeli ile fiyat değişimini etkileyebilecek faktörlerin etkisi incelenecektir.

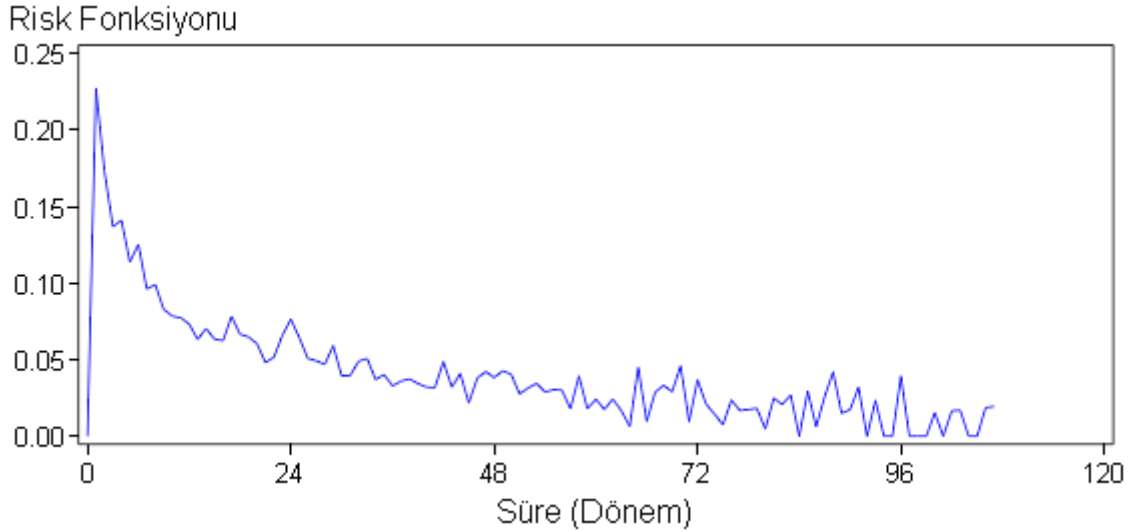
40. Koşulsuz Risk Fonksiyonları

Koşulsuz risk fonksiyonları herhangi bir açıklayıcı değişken kullanılmadan elde edilen ve daha ileri analizler için bir ön analiz niteliği taşıyan basit ve oldukça yararlı göstergelerdir. Birçok çalışmada, araştırmacılar fiyatlama davranışlarını incelerken koşulsuz risk fonksiyonlarından yararlanmışlardır. Bu çalışmalarda, koşulsuz risk fonksiyonları genel olarak azalan olduğu görülmektedir. Ardışık iki fiyat değişimi arasında geçen sürede fiyat değişim ihtimalini ifade eden risk fonksiyonlarının azalan olması, fiyatlama katılıkları ile ilgili modellerle uyumsuzdur. Çünkü fiyat katılıkları ile ilgili duruma bağlı modeller artan risk fonksiyonunu, zamana bağlı modeller ise sabit veya belirli dönemlerde artan risk fonksiyonlarını öngörmektedir. Literatürdeki çalışmalarda araştırmacılar tarafından azalan risk fonksiyonlarının nedeni, heterojen fiyat değişiminden kaynaklanan negatif süre bağımlılığı görülmüştür. Heterojen fiyatlamanın etkisini ortadan kaldırmak için farklı yöntemler uygulanmıştır. Dias ve diğerleri (2005) Portekiz çalışmasında, TÜFE' deki ana gruplar bazında her bir ana gruptan sabit sayıda süre kullanmıştır. Baumgartner ve diğerleri (2005) Avusturya çalışmasında, sürelerde ağırlıklandırmaya gitmiş ve ağırlıklı risk fonksiyonlarını elde etmiştir. Alvarez vd (2005), İkeda ve Nishioka (2007) her bir gözlem periyotundaki bir süreyi tesadüfi olarak kullanmış

ve koşulsuz risk fonksiyonlarındaki heterojenliği indirgemeye çalışmışlardır³⁴. Ancak bu çalışmaların tamamında risk fonksiyonları azalan olarak elde edilmiştir.

Koşulsuz risk fonksiyonları heterojenliğin etkisiyle azalan olmasına rağmen, fiyat dağılımı ve değişim riski ile ilgili önemli göstergeler barındırmaktadır. Örneğin Taylor tipi modellemenin etkisi risk fonksiyonunda bazı dönemlerde meydana gelen yükseliş ve düşüşün gözlemlenmesiyle belirlenebilir. Aynı durum mevsimsel fiyat değişiminin etkisini belirlemede de yardımcı olabilmesi açısından önemlidir.

Şekil 8’de Trabzon bölge için tüm veriden yararlanarak Kaplan- Meier yöntemi ile elde edilen koşulsuz risk fonksiyonları görülmektedir. Elde edilen sonuçlarda, soldan sansürlü süreler veri seti haricinde tutulmuş, sansürsüz veya sağdan sansürlü süreler dikkate alınmıştır.



Şekil: 8

Trabzon Bölge İçin Koşulsuz Risk Fonksiyonu

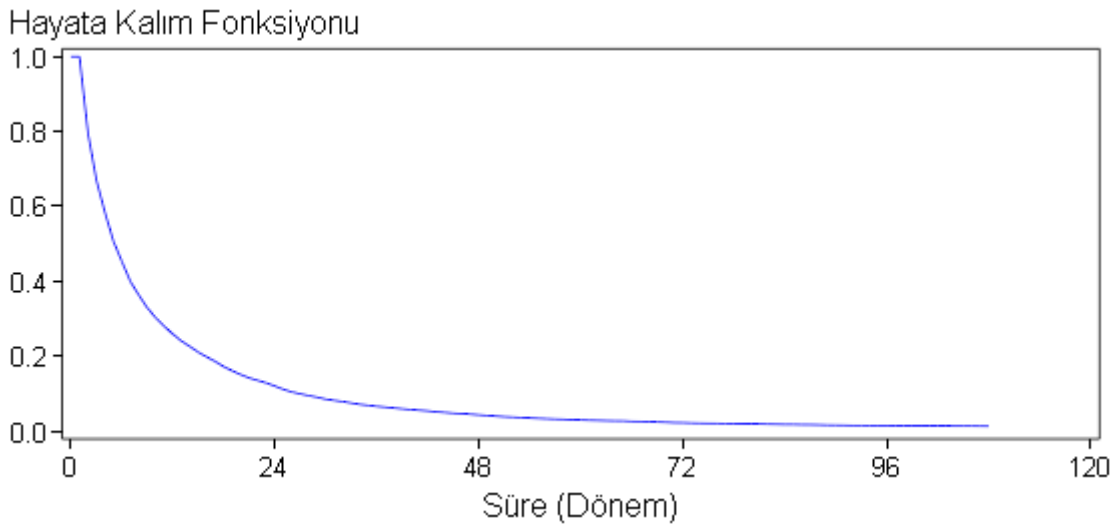
Şekil 8’den görülebileceği gibi koşulsuz risk fonksiyonu azalan elde edilmiştir. Fiyat değişim riski ilk dönemlerden itibaren oldukça hızlı bir şekilde düşmekte olduğu ve ilk dönemde fiyat değişim riskinin %22.3 olduğu elde edilmiştir. Şekil 8’de, fiyat değişim

³⁴ Bu çalışmanın temel amacı fiyat değişim riskini etkileyen faktörlerin etkisini ortaya koymaktır. Bu sebeple koşulsuz risk fonksiyonları bir ön analiz olarak değerlendirilmiş ve ayrıntılı analizlere girilmemiştir.

ihtimalinin çift dönemlerde (ayın 2. dönemi) arttığı ve son fiyat değişimi üstünden 24 dönem (12 ay) geçmesinin fiyat değişim riskini arttırdığı görülmektedir. Bu durum, fiyat değişiminde, belirgin olmamakla birlikte, Taylor tipi fiyatlandırma mekanizmasının bir etkisi olarak görülebilir. Ayrıca risk fonksiyonun bazı dönemlerde artan azalan bir yapı göstermesi (düzensiz mevsimsellik) fiyat değişimlerinde mevsimsel talep ve arz şoklarının etkili olduğunu göstermektedir.

401. Koşulsuz Hayatta Kalım Fonksiyonları

Şekil 9'da KM yöntemi ile elde edilen koşulsuz hayatta kalım fonksiyonları verilmektedir. Şekil 9'da son fiyat değişimi üstünden geçen sürenin ilk dönemlerinde, oldukça hızlı bir şekilde fiyat değişiminin gerçekleştiği görülmektedir. 24. dönemde fiyatların % 88'inin en az bir kere değiştiği elde edilmiştir. Hayatta kalım fonksiyonunun şeklinde 24. dönemde, belirgin bir düşme görülmemesi, koşulsuz risk fonksiyonunda belirgin olmayan mevsimselliğin bir sonucudur.



Şekil: 9

Trabzon Bölge İçin Koşulsuz Hayatta Kalım Fonksiyonu

41 . Varyans Düzeltme Modeli

Bu bölümde varyans düzeltme modellerinden biri olan Andersen-Gill (AG) yöntemiyle madde fiyatlarının sabit kalma sürelerini etkileyen faktörlerin etkisi tahmin edilmiştir. Bu çalışmada AG modelinin tercih edilmesinin nedeni, AG modelinde diğer varyans düzeltme

modellerine göre modele dahil edilmeyen/edil(e)meyen açıklayıcı değişkenlerin etkisinin daha az olması ve diğerlerine göre daha iyi tahminler vermesidir³⁵. Model tahminine geçmeden önce fiyatların sabit kaldığı süreyi etkileyebilecek muhtemel değişkenler ve gerekçeleri aşağıda belirtilmiştir.

410. İşyeri Tipi

İşyeri tipinin fiyat değişimi üzerine etkisi literatürde yapılan birçok çalışma tarafından incelenmiştir. Jonker ve diğerleri (2004) çalışmasında, işyerlerini tek kişilik, 1-9 arası işçi çalıştıran, 10-100 arası işçi çalıştıran ve 100+ işçi çalıştıran olarak ayırmış ve madde fiyatlarının büyük işyerlerinde daha sık değiştiğini elde etmiştir. Kaufmann (2005) işyerlerini küçük, orta ve büyük işyerleri olarak ayırmış ve fiyatların sabit kalma sürelerinin küçük işyerlerinde daha büyük olduğunu belirtmiştir. Benzer bir şekilde Dias vd (2005) çalışmasında büyük işyerlerinde fiyat değişim sıklığının daha küçük işyerlerine göre daha yüksek olduğunu belirtmiştir. Bu çalışmalarda elde edilen sonuçlar işyeri tipinin fiyat değişim riskini etkilediğini göstermektedir³⁶. Benzer şekilde, çalışmamızda, yukarıda birkaçı belirtilen çalışmaların ışığında işyeri büyüklüğünün fiyat değişimine etkisinin olduğu değerlendirilmiş ve açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilmiştir. İşyerinde çalışan kişi sayısının tam olarak bilinmemesi nedeniyle işyerinin büyüklüğünü belirlemede TÜİK tarafından derlenen madde sayısı referans alınmıştır. Eğer işyerinde ortalama 25+ madde fiyatı derleniyorsa bu işyeri büyük daha az madde derleniyorsa küçük olarak değerlendirilmiştir. Veri seti incelendiğinde büyük olarak değerlendirilen işyerlerinin süpermarket ve büyük giyim mağazalarından oluştuğu görülmüştür.

411. Madde Tipi

Maddelerin ortalama sabit kalma sürelerinin elde edildiği kısım 3.20'de varyans ve değişim katsayısının oldukça yüksek çıkması, ürün tipi içinde yer alan maddeler arasında da heterojenlik olduğunu göstermektedir. Bu heterojenliği dikkate almak için Avrupa Merkez Bankası tarafından tanımlanan ürün tipi yerine daha ayrıntılı bir şekilde maddeleri sınıflayan ve nispeten daha homojen olan COICOP ana madde grupları kullanılmıştır.

³⁵ Fiyat değişimi ile ilgili Jonker ve diğerleri (2004) WLW varyans düzeltme metodunu kullanmıştır.

³⁶ Fiyat değişim sıklığının yüksek olması fiyat değişim riskinin yüksek olmasını beraberinde getirmektedir.

Benzer çalışmalardan, Nakamura ve Stenissson (2008) her bir ana grup için ayrı bir model, Jonker ve diğerleri (2004) ise herbir ana grup için tek modelde kukla değişken kullanarak tahminlerde bulunulmuştur. Bu çalışmada veri setinin nispeten küçük olması nedeniyle ayrı tahminlere yer verilmemiş, ana grupları temsilen modele birer kukla değişken eklenmiştir.

412. Yerleşim Yeri

TÜİK, TÜFE için, yerleşim yerlerinden her bir madde için kaç adet fiyat derleneceğini, fiyat derlenen yerleşim yerinin nüfus büyüklüğüne göre belirlemektedir. Bu durum yerleşim yerlerinde fiyat değişiminin farklılaştığını göstermektedir. Nitekim 3. bölümde yerleşim yeri bazında elde ettiğimiz sonuçlarda fiyatların sabit kalma sürelerinin 7.01-11.62 dönemler arasında değişmesi, fiyat değişimlerinde yerleşim yerinin heterojenlik yarattığını göstermektedir. Nüfusu nispeten düşük yerleşim yerlerinde fiyatların daha uzun süre sabit kaldığı, buna karşılık büyük yerleşim yerlerinde, fiyatların sabit kalma sürelerinin azaldığı gözlenmiştir. Dias ve diğerleri (2005) çalışmasında, yerleşim yerlerini 4 bölgeye ayırarak yerleşim yerinin fiyat değişim riskine etkisini ölçmeye çalışılmıştır. Bu çalışmada da benzer bir yol izlenerek her bir yerleşim yerine birer kukla değişken atanarak, modele dahil edilmiştir.

413. Son Fiyat Değişiminin Özelliği

Son fiyat değişiminin özelliği, bir sonraki fiyat değişimi konusunda bilgi içerebilir. Öyle ki, son fiyat değişiminin büyüklüğü bir sonraki fiyat değişiminin yönünü, büyüklüğünü ve zamanlamasını etkileyebilmektedir. Baumgartner ve diğerleri (2005) çalışmasında, son fiyat değişiminin azalma yönlü (indirim) olmasının fiyat değişim olasılığını artma yönlü (zam) olmasından daha çok arttırdığı belirtilmiştir. Ayrıca, Lünemann ve Mathä (2005) çalışmasında, son fiyat değişiminin azalan yönde olmasının, bir sonraki fiyat değişim ihtimalini arttırdığı sonucuna varılmıştır. Bu sebeple bu çalışmada, son fiyat değişiminin yönü (azalma) fiyat değişimi etkileyebileceği düşünülerek açıklayıcı değişkenler olarak modele dahil edilmiştir.

414. Birikimli Enflasyon

Fiyat deęişim sıklığının enflasyon oranıyla ilişkisi üzerinde yapılan çalışmalar, bu iki deęişken arasında pozitif bir baęımlılık olduğunu göstermiştir. Cecchetti (1986), Alvarez ve Hernando (2004), Veronese ve dięerleri (2005) çalışmalarında enflasyon oranı arttıkça fiyat deęişim sıklığının yükseldiđi ve fiyatların sabit kalma sürelerinin uzadıđı belirtilmiştir. Lünemann ve Mathä (2005) çalışmasında, fiyat deęişim ihtimali ile enflasyon arasında pozitif bir ilişkinin olduğu, enflasyonun artışının fiyat deęişim olasılıđını artırdıđı sonucu elde edilmiştir. Cecchetti (1986) çalışmasında birikimli genel enflasyonun, Aucremanne ve Dhyne (2005) ve Baumgartner ve dięerleri(2005) çalışmalarında ise sektörel birikimli enflasyonun fiyat deęişim olasılıđını etkileyen deęişken olduğunu belirtilmiştir. Öte yandan Jonker ve dięerleri (2004) çalışmasında fiyatların sabit kalma sürelerinin enflasyondan etkilenmediđini belirtilmiştir. Jonker ve dięerleri (2004) genel enflasyonun fiyat deęişim riskinin ulaştırma ana grubunda pozitif yönde, çeşitli mal ve hizmetler ana grubunda ise negatif yönlü etkilediđini dięer ana gruplarda ise anlamsız olduğunu elde etmişlerdir. Bu çalışmada, Jonker ve dięerleri(2004) tarafından uygulanan method izlenmiş ve birikimli enflasyon açıklayıcı bir deęişken olarak modele katılmıştır. Son fiyat deęişiminden sonra geçen süredeki birikimli enflasyon, TÜİK Trabzon Bölge Endeksi (TR90) deęerleri kullanılarak elde edilmiştir.

415. Talepteki Deęişim

Fiyatların sabit kaldıđı süreyi etkileyen en önemli deęişkenlerden biri talepteki deęişimlerdir. Talebin yüksek olması fiyatların deęişim hızını arttırmakta,talebin düşmesiyle birlikte fiyatlardaki katılık artmaktadır. 3. bölümde yerleşim yeri bazında fiyatların sabit kaldıđı sürelerin taleple doğrudan ilişkili olduğu düşünölmektedir. Talebi oluşturan nüfusun az olduđu yerleşim yerlerinde fiyatların daha uzun sürelerde sabit kaldıđı görölmüştü. Ayrıca Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının yukarı yönlü fiyat hareketlerinin sonucu olarak gerçekleşen enflasyondaki düşüşün temel nedenini iç talep yetersizliğine bağlaması talebin fiyat deęişimlerinde etkin olduğunu göstermektedir. Talebi ölçmek için literatürdeki örneklerde Dias ve dięerleri (2005) sanayi üretim endeksini modele dahil etmiş ve talebin fiyat deęişim ihtimalini arttırdıđı, dolayısıyla fiyatların daha

kısa zaman sabit kaldığını belirtilmiştir³⁷. Bu çalışmada benzer bir şekilde TÜİK'in aylık olarak hesapladığı sanayi üretim endeksi değerleri, talepteki değişimlerin fiyat değişimleri üzerindeki etkisini belirlemek üzere, zamana bağlı bir değişken olarak modele eklenmiştir³⁸.

416. Mevsimsellik

Fiyat değişimi ile ilgili burada bahsedilen bütün araştırmalarda, fiyat değişim sıklığının aylara göre farklılaştığı belirtilmiştir. Özellikle zamana bağlı değişkenlerin etkisinin açık olarak görüldüğü mevsimsel etkilerin incelenmesi için çalışmada fiyat değişiminin gerçekleştiği aya kukla değişken atanması suretiyle modele dahil edilmiştir. Ayrıca, parametrik olmayan risk fonksiyonu tahmininde, risk oranının 12. ayda gösterdiği artışın anlamlı olup olmadığı (Taylor (1980) tipi fiyatlamasının etkisi) tahmin etmek için son fiyat değişiminden sonra geçen 12. aya bir kukla değişken atanmıştır.

42. Model Sonuçları

Oluşturduğumuz modelde fiyatların sabit kaldığı 27034 adet süre kullanılmıştır. Bu sürelerinin 6089 adeti sağdan sansürlüdür. Çalışmanın kapsadığı ilk dönem olan 2005 nisan ayından sonraki ilk fiyat değişimine kadar geçen süre, bir önceki fiyat değişiminin, birikimli enflasyon ve son fiyat değişim yönünün bilinmemesi nedeniyle soldan sansürlü süreler olarak değerlendirilmiş ve modele dahil edilmemiştir. Fiyatların TÜİK tarafından ayda 2 dönem olarak derlenmesi ancak açıklayıcı değişkenlerin aylık ölçülmesi nedeniyle, sadece 2. dönem fiyatları dikkate alınarak model oluşturulmuştur. Bu şekilde fiyatlarda gerçekleşen kısa dönemli fiyat değişimlerinin etkisi de modelden elimine edilmiştir. Kukla değişken tuzağı (dummy variable trap) olarak bilinen ve çoklu bağlantı (multicollinearity) sorununa yol açan durum nedeniyle ana madde grubu değişkenlerinden alkollü içecekler ve tütün, yerleşim yeri değişkenlerinden Fatsa, mevsimsel değişkenlerden Aralık ayı model

³⁷ Talepteki değişimin fiyatlar üzerindeki etkisi ile ilgili bir diğer çalışmada Baumgartner ve diğerleri (2005) koşullu logit modelinde sanayi üretim endeksini kullanmış ancak sanayi üretim endeksinin fiyat değişim ihtimalini etkilemediğini elde etmişlerdir.

³⁸ 2009 eylül ayı sanayi üretim endeksi değeri, bu çalışma hazırlandığında, açıklanmadığından geçmiş yılların Ağustos-Eylül ayları arasındaki artış hızı ortalaması dikkate alınarak 2009 eylül ayı endeks değeri 109.35 olarak impute edilmiştir.

dışında bırakılmıştır. Modelde son fiyat değişiminden sonraki birikimli enflasyonun mutlak değeri ve aylık sanayi üretim endeksi değerleri zamana bağlı değişkenler, diğer değişkenler ise zamandan bağımsız değişkenlerdir. Eşzamanlı tamamlanan süreler için Breslow approximation yöntemi kullanılmıştır³⁹. Her bir değişken istatistiki anlamlılığı $\alpha=0.05$ düzeyinde wald istatistiği ile test edilmiştir. Sonuçlarda, regresyon katsayılarının üssel hali olan risk oranları verilmektedir. Diğer değişkenler sabit kalmak şartıyla, risk oranı 1' den büyük ise, açıklayıcı değişkendeki bir birimlik artışın fiyat değişim riskini (ihtimalini) o kadar kat arttırdığı, risk oranı 1'den küçük ise, açıklayıcı değişkendeki bir birimlik artışın fiyat değişim riskini(ihtimalini) o kadar kat düşürdüğü anlamına gelmektedir. Örneğin, bir değişken için risk oranı 1.15 ise, açıklayıcı değişkendeki 1 birimlik artışı fiyat değişim riskini %15 oranında arttırmaktadır.

Andersen-Gill modelinde k. birim için risk modeli aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$h_k(t, X_k) = \exp(\beta' x_k(t)) h_0(t)$$

Burada $h_0(t)$ negatif olmayan ve sadece sürenin bir fonksiyonu olan temel risk fonksiyonu β' bilinmeyen parametre vektörüdür.

$$\beta' x_k = \sum_{h=1}^{11} \beta_{1+h} Ay_h + \sum_{h=1}^6 \beta_{12+h} Yerleşimyeri_h + \sum_{h=1}^{10} \beta_{18+h} Anamadde_h \\ + \beta_{29} ACCINF(t) + \beta_{30} S12 + \beta_{31} NFD + \beta_{32} BUYUK + \beta_{33} SUE$$

Burada mevsimsel kukla değişkenler (Ocak, Şubat, Mart, Nisan, Mayıs, Haziran, Temmuz, Ağustos, Eylül, Ekim, Kasım), yerleşim yeri kukla değişkenleri (Artvin, Giresun, Gümüşhane, Ordu, Rize, Trabzon), ana madde grup kukla değişkenleri; gıda ve alkolsüz içecekler için GIDA, giyim ve ayakkabı için GIYIM, konut, su, elektrik ve gaz için KONUT, mobilya ve ev aletleri için MOBILYA, sağlık için SAGLIK, ulaştırma için ULASTIRMA, eğlence ve kültür için EGGLENCE, eğitim için EGITIM, lokanta ve oteller için LOKANTA, çeşitli mal ve hizmetler için CESITLIMAL⁴⁰. Son fiyat değişiminin azalan yönlü (indirim) olması

³⁹ Literatürdeki örneklerde, eşzamanlı sürelerin varlığında Efron yaklaşımının kullanılması daha yaygındır. Ancak hesaplama için oldukça uzun zaman gerektirmesi nedeniyle Breslow yöntemi kullanılmıştır.

⁴⁰ Haberleşme ana grubunun içerdiği bütün maddeler merkezi olarak derlendiğinden modele dahil edilmemiştir.

durumunda NFD, son fiyat deęişiminden sonra geen sürenin 12 ay olması durumunda S12, işyerinin büyük ölçekli olması durumunda BUYUK kukla deęişkenleri ile birikimli enflasyon için ENF ve aylık üretim endeksi SUE zamana baęlı deęişkenleri kullanılmıştır.

Elde edilen sonuçlar tablo 6'de verilmektedir. Tablo 6'dan görüleceęi üzere mevsimsellięin önemli olduęu görülmektedir. Eylül ayı hari dięer aylarda fiyat deęişim riskinin arttıęı Eylül ayında ise fiyat deęişim riskinin düştüęü görülmektedir⁴¹. Yerleşim yerleri açısından deęerlendirildięinde, yerleşim yerinin, Trabzon (%13.1) ve Ordu (%11.9) olmasının fiyat deęişim riskini arttırdıęı, Artvin (-%16.4) ve Gümüşhane (-%14.4) olmasının ise fiyat deęişim riskini düşürdüęü elde edilmiştir. Yerleşim yerinin Giresun ve Rize olmasının fiyat deęişim ihtimaline etkisi ise istatistiksel olarak anlamsız elde edilmiştir. Ana madde grubu açısından deęerlendirildięinde ana madde gruplarının fiyat deęişim riskine etkisi gıda ve alkolsüz içecekler (%45.7), giyim ve ayakkabı (%31.5) konut su elektrik ve gaz (%41.7), mobilya ve ev aletleri (%46), ulaştırma (%37.24), çeşitli mal ve hizmetler (%26.52) pozitif ve anlamlı, saęlık (-%28.55) ve lokanta ve otellerde (-%26.09) ise negatif ve istatistiki anlamlı olduęu görülmektedir. Eğlence ve kültür ile eğitim ana madde gruplarının fiyat deęişim riskine etkisinin istatistiksel anlamsız olduęu elde edilen bir dięer sonuçtur.

Son fiyat deęişiminin üzerinden geen 12 ayın fiyat deęişim riskini arttırmaması Taylor(1980) tipi fiyatlama mekanizmasının etkin olmadıęını göstermektedir. AG modelinden elde edilen bir dięer sonuç işyeri büyüklüęünün fiyat deęişim riskini arttırdıęını göstermektedir. Son fiyat deęişiminin negatif olmasının bir sonraki fiyat deęişim riskini % 20 oranında arttırdıęı elde edilmiştir. Birikimli enflasyonun fiyat deęişim riskine etkisi oldukça düşük düzeyde (<%0.001) ve negatif yönlü olduęu görülmektedir. Bu sonuç benzer alıřma olan Jonker vd.(2004) alıřmasıyla paralellik arz etmektedir. Öte yandan sanayi üretim endeksinin fiyat deęişim riskini pozitif yönde ancak ok düşük bir oranda etkiledięi görülmektedir.

⁴¹ Veri setinde kapsanan son ayın Eylül-2009 olması ve bu ayda bütün sürelerin sansürlü olmasının kuşkusuz bu sonuçta bir etkisi bulunmaktadır.

Tablo: 6
Cox Regresyon Sonuçları

t	Haz. Ratio	Robust Std. Err.	[95% Conf. Interval]		Wald İstatistiği	
					Chi-Square (1)	Pr > ChiSq
Ocak	1.4096	0.0400618	1.333227	1.490347	145.91	<0.0001
Subat	1.309991	0.0369946	1.239453	1.384543	91.42	<0.0001
Mart	1.168134	0.0316546	1.107711	1.231853	32.89	<0.0001
Nisan	1.244262	0.0349362	1.177638	1.314655	60.58	<0.0001
Mayıs	1.272877	0.035943	1.204344	1.34531	73.71	<0.0001
Haziran	1.339032	0.0368528	1.268716	1.413246	112.53	<0.0001
Temmuz	1.30924	0.0368117	1.239042	1.383414	91.84	<0.0001
Ağustos	1.294153	0.0381146	1.221565	1.371054	76.66	<0.0001
Eylül	0.278079	0.0088695	0.261227	0.296018	1610.1	<0.0001
Ekim	1.472486	0.0433879	1.389856	1.560028	172.46	<0.0001
Kasım	1.303003	0.0395215	1.227799	1.382812	76.14	<0.0001
GIDA	1.457209	0.1084381	1.259446	1.686025	25.6	<0.0001
GİYİM	1.315674	0.0981924	1.136634	1.522915	13.51	0.0002
KONUT	1.417204	0.1314853	1.18157	1.699829	14.12	0.0002
MOBİLYA	1.460742	0.1110455	1.258535	1.695437	24.85	<0.0001
SAĞLIK	0.7144614	0.1029427	0.538684	0.947597	5.45	0.0196
ULAŞTIRMA	1.372455	0.1130601	1.167825	1.612941	14.77	0.0001
EĞLENCE	0.8598975	0.0759615	0.723192	1.022445	2.92	0.0875
EĞİTİM	0.840603	0.0760133	0.704076	1.003605	3.69	0.0548
LOKANTA	0.7390915	0.0593589	0.631445	0.86509	14.17	0.0002
ÇEŞİTLİMAL	1.265226	0.0971432	1.088462	1.470696	9.39	0.0022
Artvin	0.836375	0.0271874	0.784751	0.891395	30.21	<0.0001
Giresun	1.066062	0.0351022	0.999436	1.13713	3.77	0.052
Gümüşhane	0.85655	0.0315522	0.796889	0.920678	17.67	<0.0001
Ordu	1.119685	0.03455	1.053975	1.189492	13.42	0.0002
Rize	1.031602	0.0339949	0.967079	1.100429	0.89	0.3451
Trabzon	1.131602	0.0329544	1.068821	1.19807	18.02	<0.0001
S12	0.4090415	0.0121906	0.385833	0.433646	899.71	<0.0001
ENF	0.9998503	5.22E-06	0.99984	0.999861	821.69	<0.0001
BÜYÜK	1.214775	0.0279848	1.161146	1.270882	71.33	<0.0001
SUE	1.000025	1.24E-06	1.000022	1.000027	393.43	<0.0001
NFD	1.20053	0.0156044	1.170332	1.231507	197.71	<0.0001

Log pseudolikelihood = -167444.83

Number of obs= 136830

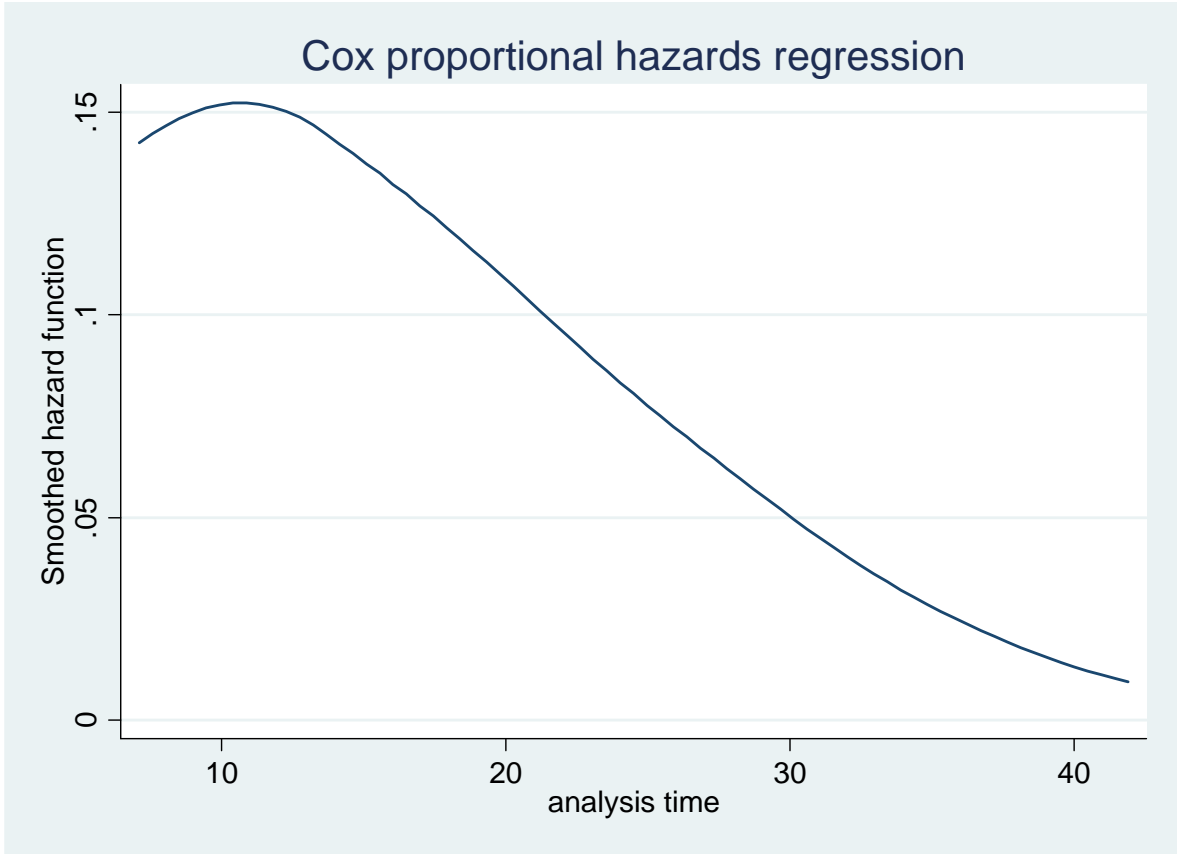
No. of failures = 20946

Wald chi2(32) = 9748.5 Prob > chi2 = 0.0

No. of subjects = 6088

Time at risk = 136886

Şekil 10'da açıklayıcı değişkenlerin ortalama değerlerine göre elde edilen risk fonksiyonunun grafiği verilmektedir. Şekil 10 incelendiğinde risk fonksiyonunun ilk 10-12 aya kadar artan daha sonra ise azalan olduğu görülmektedir. Risk fonksiyonunun önce artan daha sonra ise azalan elde edilmesi fiyat değişimlerinde var olan heterojenliğin tam olarak kontrol edilemediğini göstermektedir. Ana madde gruplarının, yerleşim yerinin, sanayi endeksinin, son fiyat değişiminin negatif olmasının, işyeri büyüklüğünün fiyat değişimine etkisinin pozitif olması, fiyatlama mekanizmasının duruma bağlı olduğunu göstermektedir. Öte yandan enflasyonun etkisinin fiyat değişim riskine pozitif etkide bulunmaması, fiyat değişiminde ürüne özel şokların etkili olduğunu göstermektedir.



Şekil: 10

Trabzon Bölge İçin Risk Fonksiyonu (Açıklayıcı Değişkenlerin Varlığında)

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada bir olaya kadar geçen sürenin analizi için kullanılan süre modellerinin genel özellikleri verilmiş ve ekonometrik bir uygulama gerçekleştirilmiştir. Ekonometrik uygulamaları hızla artan süre modellerinde sıklıkla kullanılan parametrik olmayan, yarı parametrik ve parametrik tahmin yöntemleri üzerinde durulmuştur.

Süre modellerinin temel çıktısı olan risk fonksiyonlarının fiyat katılıkları ile ilgili ilişkisi üzerinde durulmuş ve TÜİK'in TÜFE için Trabzon Bölge Müdürlüğü sınırları içindeki yerleşim yerlerinde derlenen Nisan 2005-Mayıs 2009 dönemlerini kapsayan ham veriden yararlanarak fiyatlardaki katılıklar ve fiyat değişim ihtimali etkileyen faktörler incelenmiştir.

Elde edilen sonuçlarda, Trabzon bölgede fiyatların her dönem ortalama % 10.23'ünün değiştiği görülmüştür. Bu durum fiyatlardaki bir katılığın var olduğunu ancak yüksek derecede olmadığını göstermektedir. Fiyat değişimlerinde büyük bir heterojenlik olduğu elde edilmiştir. Benzer sosyal, ekonomik ve coğrafi özellikleri nedeniyle, aynı bölge müdürlüğü altında bulunan yerleşim yerlerinde bile, fiyat değişimleri arasında büyük farklılık olduğu görülmüştür. Fiyatların sabit kaldığı ortalama süre, Ordu için 7.01 dönem ile Artvin için 11.62 dönem arasında değişmektedir. Aynı heterojenlik ürün tiplerinde de görülmektedir. Fiyatlar işlenmiş/işlenmemiş gıda ve enerjide oldukça hızlı değişmekte, hizmetler ve endüstriyel mallarda ise fiyat değişim hızı düşmekte ve fiyatlardaki katılık artmaktadır.

Endüstriyel ürünlerde mevsimsel fiyat değişiminin görüldüğü, diğer ürün tiplerinde fiyatların mevsimselliğın düzensiz olduğu ve bu durumun ürüne özel talep ve arz şoklarından kaynaklandığı görülmüştür. sık değiştiği ancak değişim büyüklüklerinin küçük oranlarda kaldığı elde edilmiştir. Fiyat değişim riskinin dönemler itibariyle izlediği seyri betimleyen parametrik olmayan risk fonksiyonları, literatürdeki örneklere benzer şekilde azalan yönlü elde edilmiştir. Ancak, azalan risk fonksiyonlarının fiyat

değişimlerdeki heterojenliğin yol açtığı negatif süre bağımlılığından kaynaklandığı düşünülmektedir. Koşulsuz risk fonksiyonu grafiğinde, son fiyat değişiminden sonra geçen 12 aylık sürenin, fiyat değişim riskinde ciddi bir değişime sebep olmaması genel olarak mevsimselliğin düşük dolayısıyla zamana bağlı fiyatlandırma politikasının etkinliğinin düşüş olduğunu göstermektedir. Bunun yanında, risk fonksiyonundaki düzensiz bazı artış ve azalışların, mevsimsel talep şokları nedeniyle gerçekleşmiş olabileceğini göstermektedir. Bu durum duruma bağlı fiyatlandırmanın bir sonucu olarak değerlendirilmektedir.

Ardışık iki fiyat değişimi arasında geçen süreyi etkileyen faktörlerin etkisini incelediğimiz Andersen- Gill modeli sonuçlarında, içinde bulunulan ayın fiyat değişim riskini arttırdığı elde edilmiştir. Maddelerin satıldığı yerin fiyat değişim riskini arttırdığı görülmüştür. Bir maddenin, büyük bir işyerinde satılmasının fiyat değişim riskini %21.4 oranında arttırdığı elde edilmiştir. Bunun yanında, yerleşim yerlerinin Ordu ve Trabzon olmasının fiyat değişim riskini arttırdığı, Artvin ve Gümüşhane olmasının ise bu riski düşürdüğü görülmüştür. Yerleşim yerinin Giresun ve Rize olmasının fiyat değişim riski üzerine etkisi istatistiksel olarak anlamsız elde edilmiştir. Son fiyat değişiminin indirim olmasının bir sonraki fiyat değişim riskini %20 civarında arttırdığı elde edilen bir diğer sonuçtur.

Enflasyonun fiyatların sabit kalma süresine etkisi pozitif bulunamamıştır. Talebin fiyat değişimine etkisini ölçmek için modele dahil edilen aylık sanayi üretim endeksinin, fiyat değişim riskini pozitif yönde ancak çok düşük düzeyde değiştirmektedir.

Elde edilen sonuçlar bir bütün olarak değerlendirildiğinde, Trabzon bölge için zamana bağlı modellemenin etkisinin oldukça sınırlı kaldığı, duruma bağlı olarak fiyat değişim politikalarının, fiyatlardaki değişimi daha açıklayıcı olduğu görülmektedir. Ancak enflasyonun etkisinin fiyat değişimine etkisinin pozitif bulunamaması fiyat değişiminde ürüne özel şokların etkili olduğunu göstermektedir. Fiyat değişimlerinin sık ve fiyat değişim büyüklüğünün mutlak değerce yüksek olması fiyatlamada ürüne özel şokların (üretim veya talep şokları) oldukça etkin olduğunu göstermektedir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

a. Kitaplar

- ALLISON, Paul D. : Survival Analysis Using SAS A Practical Guide, 7th Printing, SAS Institute, Cary, NC, 2004
- BOX-STEFFENSMEIER, Janet M.
- KANET, Bradford S. : Event History Modelling A Guide for Social Scientists, Cambridge University Press, New York, 2004
- CAMERON, A. Colin
- TRIVEDI, Pravin K. : Microeconometrics, Cambridge University Press, Cambridge, 2005
- COLLET, David : Modelling Survival Data in Medical Research, First Edition, Chapman&Hall/CRC, 2003
- HOSMER, David, W. Jr.
- LEMESHOW, Stanley : Applied Survival Analysis Regression Modelling of Time to Data, John Wiley& Sons, New York, 1999
- KALBFLEISCH, John D.
- PRENTICE, Ross, D. : The Statistical Analysis of Failure Time Data, Second Edition, John Wiley & Sons, New Jersey, 2002
- LEE, Elisa T.
- WANG, John W. : Statistical Methods for Survival Data Analysis, Third Edition, John Wiley & Sons, New York, 2003
- McCALL, Brian P.
- McCALL, John J. : The Econometrics of Search, First Edition, Routledge, New York, 2008

- SINGER, Judith D.
WILLET, John B. : Applied Longitudinal Data Analysis Modelling Change
And Event Occurance, Oxford University Press, New
York, 2003
- TÜİK : Fiyat Endeksleri ve Enflasyon Sorularla Resmi İstatistikler
Dizisi-3, TÜİK Yayını, Yayın No:3128, Ankara, 2008
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. : Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, The
MIT Press, 2001

b. Makale ve Bildiriler

- ÁLVAREZ, L.J.
BURRIEL P.
HERNANDO, I. : “Do Decreasing Hazard Functions For Price Changes Make
Any Sense”, **European Central Bank**, (2005), Working
Paper Series, No: 461.
- AUCREMANNE, L.
DHYNE, E. : “Time-Dependent Versus State-Dependent Pricing- A
Panel Data Approach To The Determinants Of Belgian
Consumer Price Changes”, **National Bank of Belgium**,
(2005) Working Paper, No: 66
- BAUMGARTNER, J.
ve Diğerleri⁴² : “How Frequently Do Consumer Prices Change in Austria?
Evidence from Micro CPI Data”, **Oesterreichische
Nationalbank**, (2005) Working Paper, No:101

⁴² 4 ve daha fazla yazarlı eser

- BILLS, M
 KLENOW, P.J. : “Some Evidence On The Importance Of Sticky Prices”, **National Bureau Of Economic Research**, (2002), Working Paper, No: 9069
- BOX-STEFFENSMEIER,
 JANET, M.
 ZORN, C.J.W. : “Duration Models For Repeated Events”, **Journal of Politics**, Vol. 64, No. 4, (2002), pp. 1069-1094
- CALVO,G.A : “Staggered Prices In A Utility-Maximizing Framework”, **Journal of Monetary Economics**, Vol. 12, (1983), pp. 383-398.
- CECCHETTI, S. G. : “The Frequency of Price Adjustment A Study of the Newsstand of Magazines”, **Journal of Econometrics**, Vol. 31, (1986), pp. 255-274.
- DIAS, D.A.
 ROBALO, M.C.
 SANTOS SILVA, J.M.C. : “Time Or State Dependence Rules? Evidence From Portuguese Micro Data”, **European Central Bank**, (2005) Working Paper Series, No: 511
- DOTSEY, M.
 KING,R.G.
 WOLMAN,A.L. : “State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output”, **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 114, No. 2, (1999), pp. 655-690
- FOUGERE, D.
 BIHAN, H. L.
 SEVESTRE, P. : “Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconomic Investigation”, **European Central Bank**, (2005), Working Paper Series, No: 536.
- GAGNON, E. : “Price Setting during Low and High Inflation: Evidence from Mexico”, **International Finance Discussion Papers**, (2007), No: 896.

- GOLOSOV, M.
LUCAS R.E. : “Menu Costs and Phillips Curves”, **Journal of Political Economy**, Vol. 115, (2007), pp. 171-199.
- GUTIERREZ, R. G. : “Parametric frailty and shared frailty survival models”, **The Stata Journal**, Vol. 2, No. 1, (2002), pp. 22–44.
- HIGO, M.
SAITA, Y. : “Price Setting in Japan: Evidence from CPI Micro Data”, **Bank of Japan**, (2007), Working Paper Series, No: 07-E-20.
- IKEDA, D.
NISHIOKA, S. : “Price Setting Behavior and Hazard Functions: Evidence from Japanese CPI Micro Data”, **Bank of Japan**, (2007), Working Paper Series, No: 06-J-24.
- JONKER, N.
FOLKETSMA, C. H.
BLIJENBERG, H. : “An empirical analysis of price setting behaviour in the Netherlands in the period 1998-2003 using micro data”, **European Central Bank**, (2004) Working Paper Series, No: 413.
- KAUFMANN, D. : “Price-Setting Behaviour in Switzerland Evidence from CPI Micro Data”, **Swiss National Bank**, (2008), Working Papers, No: 2008-15.
- KEIFER, N.M. : “Economic Duration Data And Hazard Functions”, **Journal of Economic Literature**, Vol. XXVI, (1988), pp. 646-679.
- KLENOW, P.J.
KRYVTSOV, O. : “State-Dependent Or Time-Dependent Pricing: Does it Matter For Recent U.S Inflation?”, **The Quarterly Journal Of Economics**, Vol.123, (2008), pp. 863-904.

- LÜNNEMANN, P.
MATHA, T.Y. : “Consumer Price Behaviour in Luxembourg Evidence From Micro CPI Data”, **European Central Bank**, (2005), Working Paper Series, No: 541.
- NAKAMURA, E.
STEINSSON, J. : “Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models”, **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 123, No. 4, (2008), pp. 1415-1464
- STATA TECHNICAL BULLETIN : “Analysis of multiple failure-time data with Stata”, **Stata Technical Bulletin**, No.49, (1999), pp. 30-40
- VERONESE,G.
ve Diğerleri : “Consumer Price Behaviour In Italy Evidence From Micro CPI Data”, **European Central Bank**, (2005), Working Paper Series, No: 449.
- ZORN, C.J.W. : “Modeling Duration Dependence”, **Political Analysis**, Vol.8, No. 3, (2000), pp. 367-380

c. İnternet Kaynakları

- ÁLVAREZ, L .J. : What Do Micro Price Data Tell Us on the Validity of the New Keynesian Phillips Curve?,The Open-Access,Open-Assessment E-Journal, Vol. 2, 2008-19 <http://www.economics-ejournal.org/economics/journalarticles/2008-19> (Erişim Tarihi: 10 Mayıs 2009).
- KARIM, M. E. : Frailty Models, ehsan.karim.googlepages.com/frailtydraf.pdf, (Erişim Tarihi: 24 Mayıs 2009).
- TÜİK : 2003 Temel Yıllı Tüketici Fiyatları Endeksleri, <http://www.tuik.gov.tr>, (Erişim Tarihi: 30 Mayıs 2009)

EKLER

EK-1 :Accelerated Failure Time Model

Accelerated Failure Time (AFT) modelleri hayatta kalım süresinin logaritması ile açıklayıcı değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olduğunu varsayar. T_i i'ninci birimin tamamlanma süresini temsil eden tesadüfi değişken olmak üzere AFT modeli aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$\begin{aligned} \text{Log}(T_i) &= \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip} + \sigma \epsilon_i \\ T_i &= \exp(\beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i x_i + \sigma \epsilon_i) \end{aligned} \quad (1)$$

Burada, $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}$ her birey için modeldeki açıklayıcı değişkenleri, $\beta_i, i = 1 \dots p$, açıklayıcı değişkenlerin katsayılarını, β_0 kesişim terimi, σ , ise bilinmeyen ölçek(scale) parametresini ve ϵ , bilinen bir yoğunluk fonksiyonuna, $f(\epsilon, d)$, ve hayatta kalım fonksiyonuna, $S(\epsilon, d)$, sahip hata terimini ifade etmektedir⁴³ (Lee ve Wang, 2003 s.260). (1)'deki eşitliğin regresyon geleneksel regresyon modellerinden farkı, bağımlı değişkenin (T) logaritmik olarak ifade edilmesi ve ölçek parametresinin, σ , modele dahil edilmesidir. Bu eşitlikten her bir birey için hayatta kalım fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$S_i(t) = \text{prob}(T_i \geq t) = \text{prob}(\exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j x_j + \sigma \epsilon_i) \geq t) \quad (2)$$

(2)'daki denklemden yararlanarak,

$$S_i(t) = \text{prob}(\exp(\beta_0 + \sigma \epsilon_i) \geq \frac{t}{\exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_j)}) \quad (3)$$

⁴³ d bilinmeyen ölçek parametrelerini temsil etmektedir.

olarak yazılabilir. $S_0(t)$ bütün açıklayıcı değişkenlerin 0' a eşit olduğunda ($x=0$), bir başka deyişle, hayatta kalım fonksiyonunun sadece zamanın bir fonksiyonu olduğu durumda elde edilen hayatta kalım fonksiyonu olmak üzere;

$$S_0(t) = \text{prob}(\exp(\beta_0 + \sigma \epsilon_i) \geq t) \quad (4)$$

olarak belirtilir. (4) eşitliğinin sağ tarafı (3) eşitliğinde yerine konulduğunda, i. birimin AFT modelindeki hayatta kalım fonksiyonunun genel formu aşağıdaki gibi elde edilir.

$$S_i(t) = S_0 \left(t / \exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_j) \right) \quad (5)$$

Benzer şekilde risk fonksiyonu ile hayatta kalım fonksiyonu arasındaki ilişkiden yararlanarak, i. birimin risk fonksiyonu,

$$h_i(t) = -\exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_j) h_0(t / \exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_j)) \quad (6)$$

olarak elde edilir (Collet, 2003, 6. bölüm). Burada $h_0(t)$ açıklayıcı değişkenlerini 0'a eşit olduğu durumda hayatta kalım süresinin sadece zamana bağlı olduğunda elde edilen temel risk fonksiyonudur. (6) eşitliğinde, $\exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_j) < 1$ olduğunda, $h_0(t)$ fonksiyonun hızlandırması (acceleration), $\exp(\sum_{j=1}^p \beta_j x_j) > 1$ olduğunda, ise $h_0(t)$ fonksiyonun yavaşlaması (deceleration) olmaktadır. AFT modellerinde (1)'deki eşitlikte, diğer regresyon modellerinde olduğu gibi, hata teriminin parametrik dağılımı hayatta kalım süresinin parametrik dağılımını, dolayısıyla risk fonksiyonun parametrik formunu verir.

EK-2: Temel Göstergelerin Hesaplanması

$p_{j,k,t}$, k ($k=1, \dots, K_j$) işyerinde j ($j=1, \dots, J$) maddesinin t ($t=1, 2, \dots, T$) dönemdeki fiyatı olmak üzere, fiyatın bir önceki dönem gözlendiğinden emin olmak için,

$$FV_{j,k,t} = \begin{cases} 0, & \text{eğer } p_{j,k,t} \text{ gözleniyor fakat } p_{j,k,t-1} \text{ gözlenmiyorsa} \\ 1, & \text{eğer } p_{j,k,t} \text{ ve } p_{j,k,t-1} \text{ gözlemeleniyorsa} \end{cases}$$

Fiyat değişimini tespit etmek için,

$$FD_{j,k,t} = \begin{cases} 0, & \text{eğer } p_{j,k,t} = p_{j,k,t-1} \\ 1, & \text{eğer } p_{j,k,t} \neq p_{j,k,t-1} \end{cases}$$

Artan yönlü fiyat değişimi için,

$$FD_{j,k,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{eğer } p_{j,k,t} > p_{j,k,t-1} \\ 0, & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

Azalan yönlü fiyat değişimi için,

$$FD_{j,k,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{eğer } p_{j,k,t} < p_{j,k,t-1} \\ 0, & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

gösterge değişkenleri tanımlansın. Bu durumda j maddesi için toplam fiyat değişim sıklığı,

$$FREQ_{j,k} = \frac{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^T FD_{j,k,t}}{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^T FV_{j,k,t}}$$

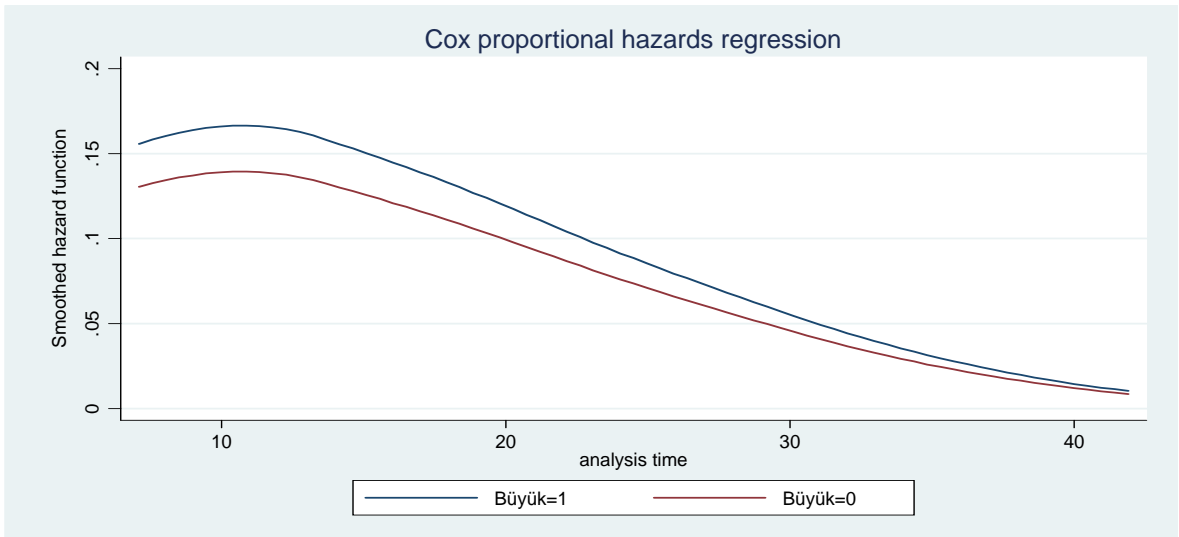
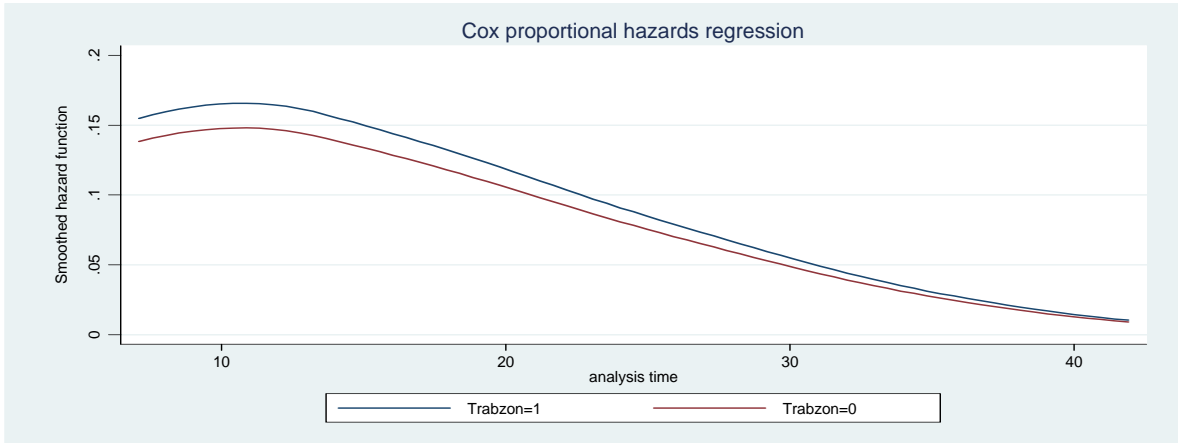
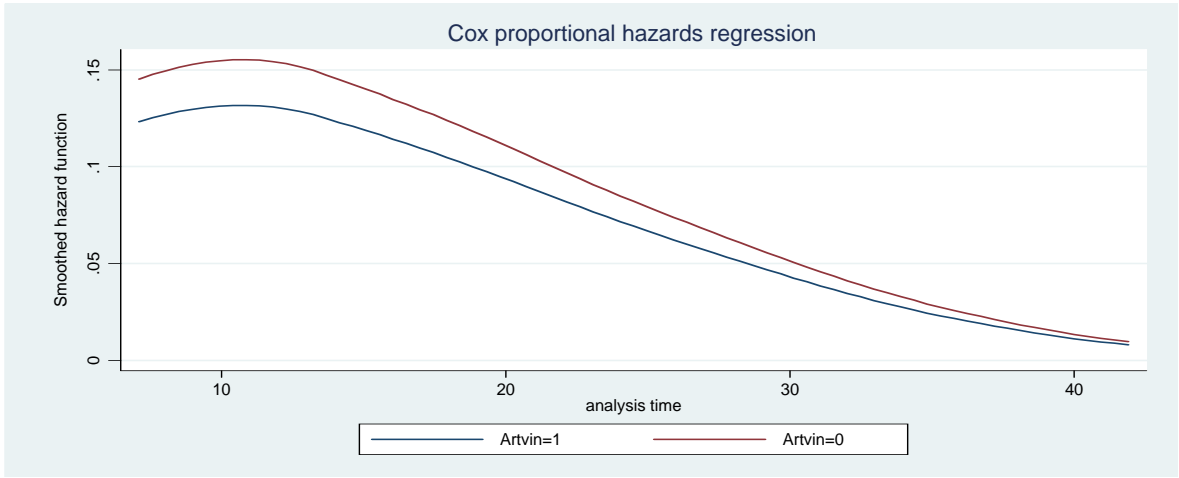
Artan ve azalan yönlü fiyat değişim sıklıkları sırasıyla,

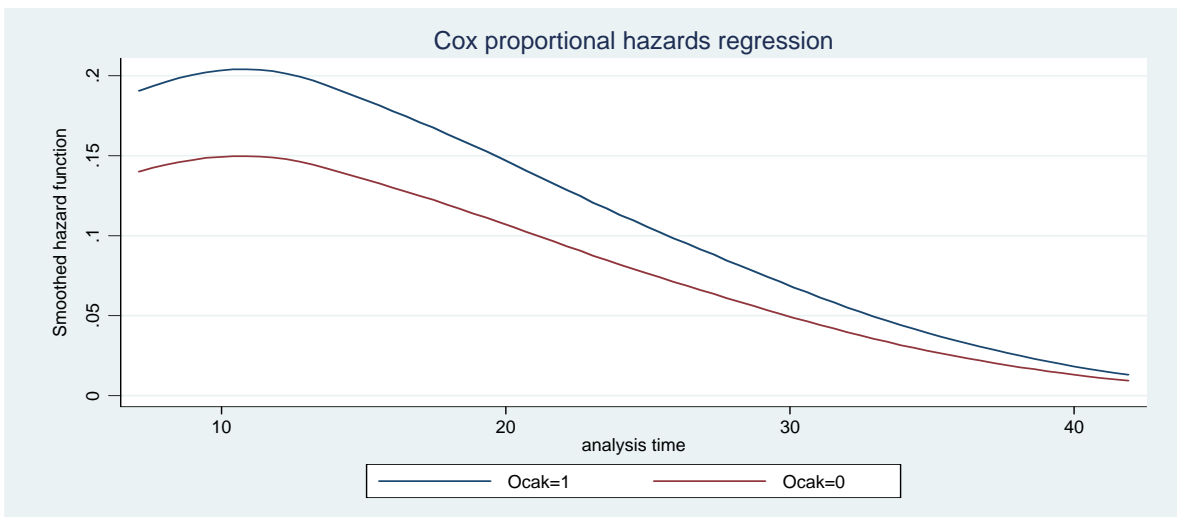
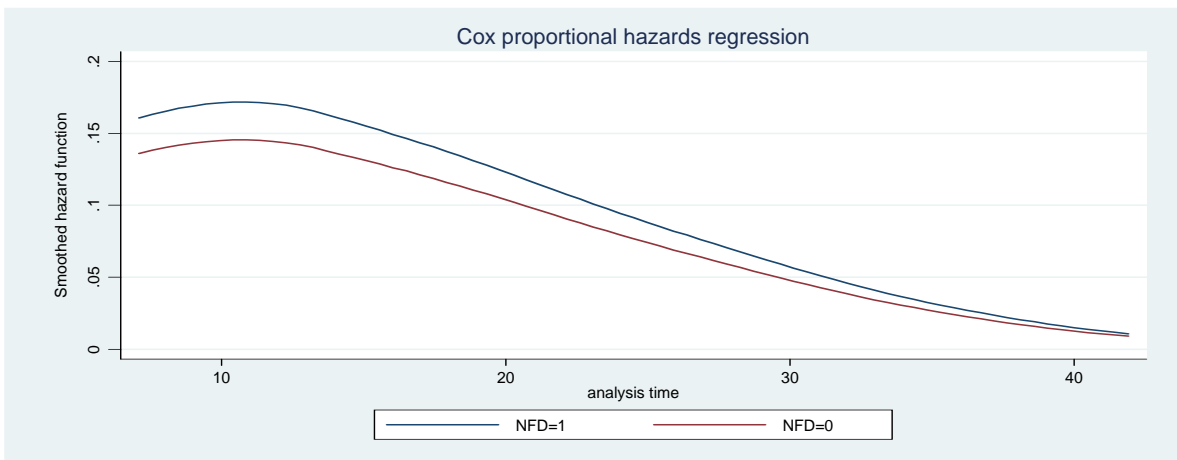
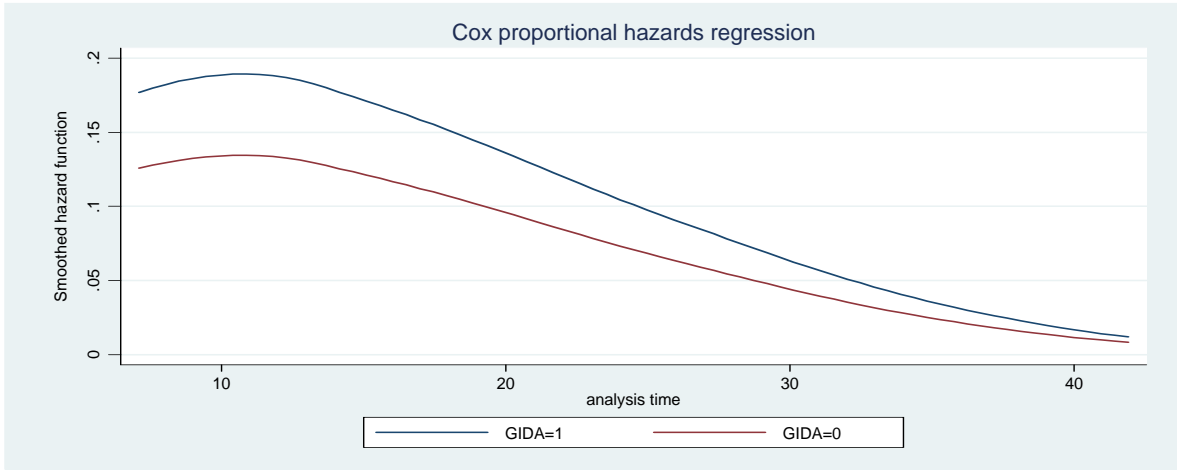
$$FREQ_{+j} = \frac{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^T FD_{j,k,t}^+}{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^T FV_{j,k,t}}, \quad FREQ_{-j} = \frac{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^T FD_{j,k,t}^-}{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^T FV_{j,k,t}}$$

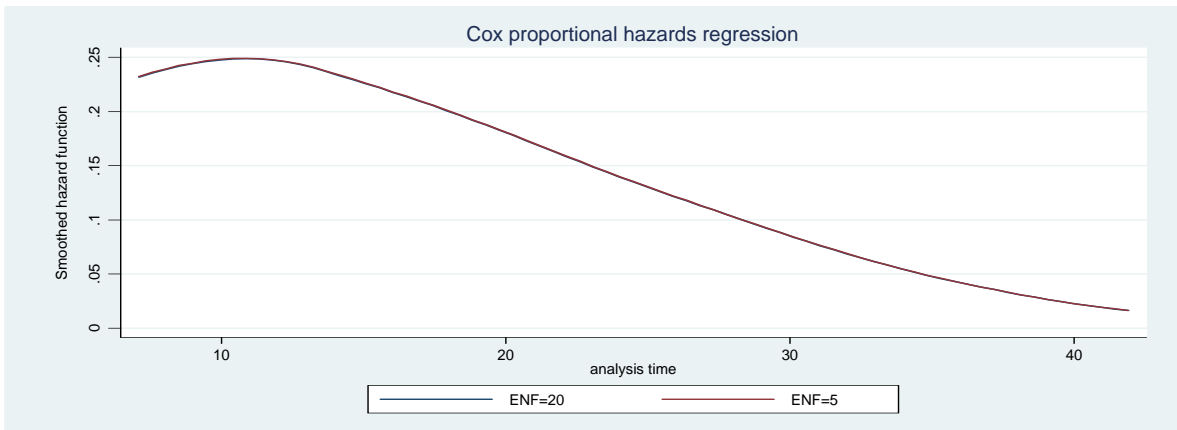
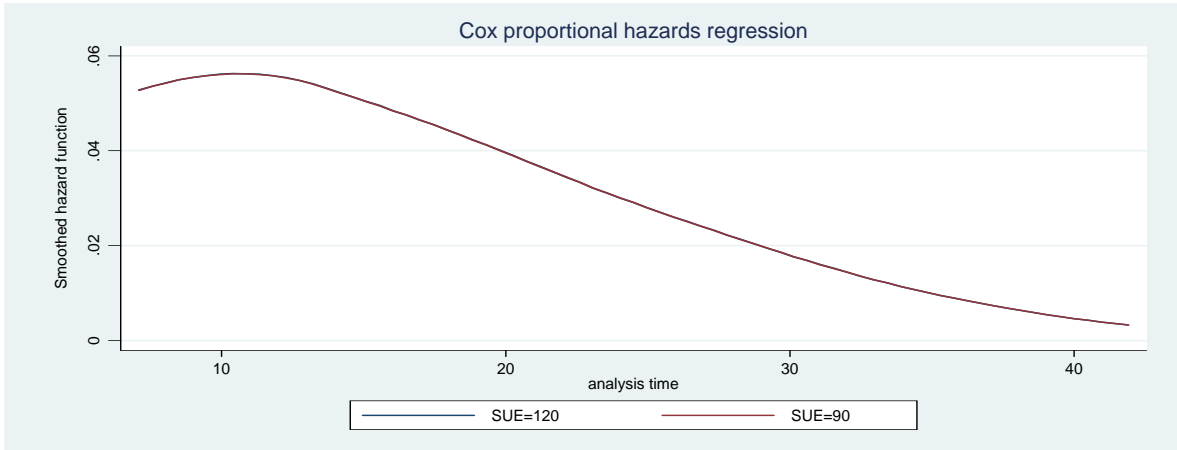
J maddesi için fiyat değişim büyüklüğü ise,

$$SIZE_j = \frac{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^T c_{jkt} \left(\frac{p_{jkt} - p_{jkt-1}}{p_{jkt-1}} \right)}{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^T c_{jkt}}, \quad c_{jkt} = \begin{cases} 1, & p_{jkt} \neq p_{jkt-1} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$$

EK-3 Bazı Değişkenlerin Risk Fonksiyonuna Etkisi







ÖZGEÇMİŞ

Barış GÖRAL 28.10.1980 tarihinde Trabzon'da doğdu. İlkokulu Çaykara, orta okulu Ankara ve Mersin'de tamamladı ve 1998 yılında Silifke Lisesi'nden mezun oldu. 1998 yılında başladığı Orta Doğu Teknik Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik bölümündeki lisans eğitimini 2003 yılında tamamladı. 2004 Ekim'de uzman yardımcısı olarak Başbakanlık Türkiye İstatistik Kurumu Trabzon Bölge Müdürlüğü'nde çalışmaya başladı ve 2006 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Ekonometri Yüksek Lisans Programına kabul edildi.

GÖRAL, halen TÜİK uzmanı olarak Trabzon Bölge Müdürlüğü'nde çalışmakta ve İngilizce bilmektedir.