

*Economics and Administration, Tourism and Tourism Management, History, Culture, Religion, Psychology, Sociology, Fine Arts, Engineering, Architecture, Language, Literature, Educational Sciences, Pedagogy & Other Disciplines in Social Sciences*

**Vol:4, Issue:22**  
sssjournal.com

**pp.4208-4218**  
**ISSN:2587-1587**

**2018**  
sssjournal.info@gmail.com

Article Arrival Date (Makale Geliş Tarihi) 23/07/2018 | The Published Rel. Date (Makale Yayın Kabul Tarihi) 28/09/2018  
Published Date (Makale Yayın Tarihi) 28.09.2018

**TÜRKİYE MOBİL TELEKOMÜNİKASYON PİYASASINDA TALEP ESNEKLİKLERİ**  
*DEMAND ELASTICITIES IN TURKISH MOBILE TELECOMMUNICATIONS MARKET*

**Dr. Öğr. Üyesi Bahar BAYSAL KAR**

Kırklareli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, bhrbysl@gmail.com,  
Kırklareli/Türkiye

**ÖZ**

Mobil telekomünikasyon piyasasında talep esnekliklerinin tahmini hem daha yüksek kar arayışında olan üreticiler için hem de daha rekabetçi bir piyasa yapısı oluşturmayı hedefleyen düzenleyici otoriteler açısından yol göstericidir. Kar olanaklarının tespiti ve mobil telekomünikasyon piyasalarının daha iyi yapılandırılması talep esnekliklerinin iyi anlaşılmasını gerektirir. Bu çerçevede bu çalışmanın amacı Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası'nda talep esnekliklerini tahmin etmek ve dolayısıyla talep yapısını ortaya koymaktır. Bu amaçla 2007-2017 dönemine ait çeyrek yıllık ve firma düzeyinde veriler kullanılmıştır. Bağımlı değişken, abonelerin aylık ortalama kullanımınıdır. Farklı yatay kesit birimleri için spesifik katsayılar tahmin edebilen Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCE) tahmincisine dayalı olarak elde edilen ampirik sonuçlara göre uzun dönem talebin fiyat esnekliği -0.76 olarak tahmin edilmiştir. Bu katsayı tüketicilerin talebinin inelastik olduğunu ortaya koymaktadır. Çapraz esneklik katsayısının negatif tahmin edilmiştir ve bu da sabit telekomünikasyon hizmetleri ile mobil telekomünikasyon hizmetlerinin birbirinin tamamlayıcısı olduğuna işaret etmektedir. Son olarak talebin gelir esnekliği bekleyişlerle uyumlu biçimde pozitif ve inelastik olarak tahmin edilmiştir.

**Anahtar Sözcükler:** Mobil Telekomünikasyon Piyasası, Talep Esnekliği, DCCE Tahmincisi

**ABSTRACT**

The estimation of demand elasticities in the mobile telecommunications market is guiding both for producers seeking higher profits and for regulatory authorities aiming to create a more competitive market structure. The determination of profit opportunities and better structuring of the mobile telecommunications markets require a better understanding of demand elasticities. In this framework, the purpose of this study is to estimate demand elasticities and thus to reveal the demand structure in the Turkish Mobile Telecommunications Market. For this purpose, quarterly and firm level data are used for the period 2007-2017. The dependent variable is the monthly average minutes of usage of subscribers. According to the results of the Dynamic Common Correlated Effects (DCCE) estimator, which can predict specific coefficients for different cross-sectional units, the price elasticity of long-term demand is estimated to be -0.76. This coefficient reveals that consumer demand is inelastic. The cross-price elasticity coefficient is estimated negative and this points that the fixed telecommunication services and mobile telecommunication services are complementary. Finally, the income elasticity of demand is predicted to be positive and inelastic in line with expectations.

**Keywords:** Mobile Telecommunications Market, Elasticity of Demand, DCCE Estimator

**1. GİRİŞ**

Mobil telekomünikasyon piyasaları son yirmi yılda gösterdiği gelişme ile ülke ekonomileri için elektrik, su ve petrol piyasaları gibi temel ve stratejik piyasalardan biri haline gelmiştir. Bu hızlı büyüme rekabetçi piyasa beklentisindeki politika yapıcılar ve yüksek kar arayışındaki girişimcileri çeşitli zorluk ve fırsatlarla karşı karşıya getirmiştir. Son yıllardaki politika tartışmaları bu piyasaların önemi nedeniyle etkinlik ve verimliliği sağlayacak dinamik yapısına uygun yapısal adımların ne olması gerektiği üzerine yoğunlaşmaktadır. Buna karşılık firmalarda elde ettikleri karı koruma ve artırma çabası ile geliştirilen

düzenlemeleri dikkate alan yeni stratejiler oluşturma gayretindedir. Her iki taraf da atacağı adımlarda talebin belirleyicilerini dikkate almaktadır. Bu nedenle mobil telekomünikasyon hizmetleri talebinin en önemli belirleyicilerinden fiyat, gelir ve ilişkili malın fiyatındaki değişikliklerin piyasa talebini nasıl etkileyeceği hem düzenleyici otoriteler hem de operatörler tarafından dikkatle takip edilmektedir. Nitekim bu unsurlardaki değişimin piyasa üzerindeki etkisinin büyüklüğü anlamına gelen talep esneklikleri oluşturulacak politika ve geliştirilecek stratejilerde büyük önem taşımaktadır. Örneğin, oligopolistik bir piyasa yapısına sahip olan mobil telekomünikasyon piyasasında, piyasa talebinin inelastik olması gizli anlaşma yapma olasılığını arttırır. Talep esnekliklerinin tespiti düzenleyici otoritelere bu piyasa gücünün kontrol altına alınmasında yol gösterici olacaktır (Dewenter ve Haucap, 2007). Ya da bir operatörün fiyatını arttırdığında, satış hasılatının artıp artmayacağını tespit edebilmesi o hizmetin talebinin fiyat esnekliğini bilmesini gerektirir.

Düzenleyici otoriteler açısından piyasanın daha etkin yapılandırılması ve firmalar açısından kar olanaklarının tespiti talep esnekliklerinin daha iyi anlaşılmasını gerektirir (Haucap, Heimeshoff ve Karaçuka, 2010). Bu doğrultuda bu çalışmanın amacı telekomünikasyon ağını kullanma talebi fonksiyonundan hareketle üç operatörün bulunduğu ve eksik bir piyasa niteliği taşıyan Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası için uzun dönem talep esnekliklerini tahmin etmektir. Dewenter ve Haucap'ın (2007) çalışmasına benzer biçimde toplam (aggregate) piyasa verileri değil, Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası'ndaki üç farklı operatöre ait 2007-2017 dönemine ait çeyrek yıllık veriler kullanılmıştır. Ampirik analizde Chudik ve Pesaran (2015) tarafından önerilen Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCE) tahmincisinden yararlanılmıştır. Söz konusu çalışma bağlamında en önemli özelliği operatörler arasındaki farklı talep yapılarını da analiz edebilmesi olan bu tahminci, yatay kesit bağımlılığını da dikkate almakta ve ayrıca uzun ve kısa dönem katsayılarının ayrı ayrı hesaplanmasına da olanak sağlamaktadır. Ancak bu çalışmada yalnızca mobil telekomünikasyon piyasasına ait uzun dönem verileri rapor edilmiş ve yorumlanmıştır.

Çalışmanın bundan sonraki kısmında mobil telekomünikasyon piyasası için talep esnekliklerinin neden önemli olduğu ayrıntılı biçimde incelenmiştir. Üçüncü kısım, bu konuya ilişkin literatürün kısa bir özetini sunarken, dördüncü kısım çalışmada kullanılan veri seti ve ampirik stratejiyi tanıtmakta ve elde edilen talep modeli tahminine ilişkin sonuçlara yer vermektedir. Son bölüm değerlendirme bölümüdür.

## 2. MOBİL TELEKOMÜNİKASYON PİYASASINDA TALEP ESNEKLİĞİ

İktisadi olarak esneklik basit biçimde “bir iktisadi değişkenin bir başka iktisadi değişkendeki değişime karşı duyarlılığı” olarak ifade edilebilir (Acemoğlu, Laibson ve List, 2016). Talebin fiyat esnekliği (PED), tüketicilerin fiyattaki değişime verdiği tepkinin bir ölçüsüdür. Teknik olarak, malın talep miktarındaki yüzde değişiminin malın fiyatındaki yüzde değişime bölünmesi ile bulunur. PED yakın ikame ürünlerin sayısı ve fiyatları, tamamlayıcı ürünlerin tamamlayıcılık dereceleri ve fiyatları, değiştirme maliyetleri, malın zorunluluk düzeyi, fiyat değişikliklerinin gözlenebilme süreleri, mala harcanan paranın tüketici bütçesindeki yeri, ürün ya da hizmetin tüketicilerde oluşturacağı bağımlılık düzeyi, reklam ve marka bağımlılığı gibi birçok faktörden etkilenebilir. Talebin fiyat esnekliği hem firma hem de devlet açısından önem arz etmektedir. PED katsayısı, firmalara fiyat değişikliği durumunda gelir ve harcamalarının nasıl değişeceğinin hesaplanması, fiyat istikrarının olmadığı piyasalarda üretim miktarının belirlenmesi ve fiyat farklılaştırması stratejilerinin geliştirilmesi gibi birçok konuda yol göstererek karar alma fonksiyonlarını etkilemektedir. Devlet için ise dolaylı vergilerin piyasa denge fiyatına ve miktarına etkisinin analiz edilerek doğru karar alabilmesi açısından önemlidir. Mobil telekomünikasyon hizmetleri piyasanın ilk dönemlerinde yüksek fiyatlardan arz edilmesi nedeniyle fiyatlara daha az duyarlı olan daha yüksek gelirli tüketiciler tarafından tercih edilmekteydi. Ancak zamanla fiyatların düşmesi ve alternatiflerin artması daha düşük gelir seviyesine sahip ve fiyata daha duyarlı tüketicilerinde piyasaya girmesine neden olmuştur. Diğer bir ifade ile piyasadaki talebin fiyat esnekliği piyasanın ilk dönemlerinde daha düşükken, zaman içinde bu değişime bağlı olarak artmıştır (Okada ve Hatta, 1999; Danaher, 2002; Hazlett and Munoz, 2009).

Talebin gelir esnekliği (YED), tüketicilerin gelirlerindeki değişime verdiği tepkinin bir ölçüsüdür ve diğer faktörler sabitken talep miktarındaki yüzde değişimin gelirindeki yüzde değişmeye bölünmesi ile hesaplanır. Mobil piyasaların geliştiği ilk yıllarda talebin artış hızı doğru öngörülemediğinden beklenmeyen sorunlar ortaya çıkmış ve fazladan maliyetler doğmuştur. YED, operatörlerin potansiyel talep artışını hesaplayarak etkin yatırımlarla optimum kapasite büyüklüğünü yakalamasına ve devletin ekonomik dalgalanmalarda mobil iletişim talebinin ne ölçüde etkileneceğini öngörebilmesine yardımcı olmaktadır (Ahn ve Lee, 1999; Rodini, Ward ve Woroch, 2002; Hausman ve Sidak, 2007).

Son olarak, talebin çapraz fiyat esnekliği veya kısaca çapraz esneklik (XED) bir malın talep miktarındaki yüzde değişimin, ilişkili bir malın fiyatındaki yüzde değişime oranı biçiminde ifade edilmektedir. XED'nin pozitif olması ilişkili malın, söz konusu malın ikamesi ve negatif olması tamamlayıcısı olması anlamına gelir ve katsayının büyüklüğü bu mallar arasındaki ikame ve tamamlayıcılık ilişkisinin gücünü gösterir (Hausman, 1997; Filistrucchi, 2008; Slade, 2004). Mobil iletişimin ilişkili malı olarak sabit telekomünikasyon hizmetleri alınmaktadır. Bu iki hizmet arasındaki ilişkinin tamamlayıcılık ilişkisi mi yoksa ikame ilişkisi mi olduğu birçok çalışmada ele alınmış ancak literatürde bu konuda uzlaşa sağlanamamıştır. İki hizmet arasındaki pozitif dışsallık etkileri bunların tamamlayıcı hizmet olduklarını çağrıştırırken (Ahn ve Lee, 1999; Gruber ve Verboven, 2001), hizmetlerin benzerliği, fiyat hareketlerinin birbirine yaklaşan şekilde değişmesi, mobil telekomünikasyon hizmetlerine olan talep hızla artarken sabit telekomünikasyon hizmetlerine olan talepteki düşüş bu hizmetlerin birbirlerinin ikamesi olduğu sonucuna işaret etmektedir (Grzybowski ve Verboven, 2013; Ward ve Woroch, 2009; Grajek ve Kretshmer, 2009). Son zamanlarda yapılan çalışmaların daha çok kabul ettiği bir başka yaklaşıma göre ise mobil telekomünikasyon piyasalarının ilk gelişme dönemlerinde, mobil ve sabit telekomünikasyon hizmetlerinin birbirinin tamamlayıcısı olduğu ancak mobil telekomünikasyon piyasasında abone sayısının belli bir kritik eşik kitleye ulaştıktan sonra bu iki hizmet arasındaki ilişkinin ikame ilişkisine evrildiğidir (Sung ve Lee, 2002; Hamilton, 2003; Banerjee ve Ros, 2004). Sabit telekomünikasyon hizmetleri ile mobil iletişim hizmetleri arasındaki ilişkinin niteliği hem devlet hem de operatörler için alınacak kararlar ve yapılacak yatırımlar açısından kritik yere sahiptir. Devlet sabit iletişim hizmetlerinin fiyatlarına etki edecek bir karar aldığı anda bunun mobil piyasalarda bir karşılığının olduğunu bilerek ve bu etkiyi maliyet-getiri hesaplamalarına dahil ederek adım atacaktır. Mobil telekomünikasyon piyasasındaki operatörler, sabit iletişim hizmetlerinin abonelerde tamamlayıcı bir mal olarak karşılık bulması halinde sabit telekomünikasyon piyasasını destekleyici politikalar uygularken, eğer ikame ilişkisi söz konusu ise çeşitli yöntemlerle hizmetlerinin farklılığını ortaya koyup ikame edilemez imajı oluşturmaya çalışacaktır.

Mobil telekomünikasyon piyasalarındaki talep esneklikleri ile ilgili yapılan ampirik analizlerde ortaya çıkan farklı sonuçlar bir ülke için elde edilen sonucun genelleştirilemeyeceğini ve her ülkenin kendine has karakteristiği ile farklılıklar gösterdiğini ortaya koymaktadır. Bu noktada bu çalışmanın amacı talebin fiyat, gelir ve çapraz esnekliklerini ele alarak mobil telekomünikasyon hizmetleri için değerlendirme yapmak ve Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası için ampirik analiz yardımıyla bu esneklikleri belirlemektir.

### 3. AMPİRİK LİTERATÜR

Mobil telekomünikasyon piyasalarını analiz eden ampirik çalışmalar piyasanın iktisadi ve sosyal yaşamdaki ağırlığının artmasına paralel olarak artmış ve farklı ülkeler için talep esneklikleri hesaplanmıştır. Bu noktada piyasanın ilk dönemlerini esas alan bir çalışma Okada ve Hatta (1999) tarafından yapılmıştır. Japonya için 1992-1996 dönemine ait veriler kullanılarak yapılan bu çalışmada mobil iletişim talebinin fiyat esnekliği, -3.96 olarak hesaplanmıştır. Yine Tishler, Ventura ve Watters (2001) 1997 yılında 1000 yetişkin mobil piyasa aboneleri ile yüz yüze yaptıkları 50 soruluk anketle elde ettikleri bilgileri analiz etmiş ve mobil iletişim talebinin fiyat esnekliğini -0.42 olarak hesaplamıştır. Danaher (2002) çalışmasında Yeni Zelanda Mobil Telekomünikasyon Piyasası için talebin fiyat esnekliğini 296 aboneye ait 13 aylık verileri kullanarak tahmin etmiştir. Dört farklı tarife için yaptığı analizde abonelik talebinin ve arama yapma talebinin fiyat esnekliklerini ayrı ayrı hesaplamış ve sırası ile -0.06 ile -0.035 ve -0.09 ile -0.71 arasında olduğunu tahmin etmiştir.

İngiltere (UK) Rekabet Komisyonu'nun (2003) paylaştığı pazar araştırmaları raporunda, 2002 yılı itibari ile UK Mobil Telekomünikasyon Piyasası için abonelik talebinin fiyat esnekliğini, mobil konuşma talebinin fiyat esnekliği ve mobil iletişim talebinin çapraz esnekliği birçok farklı kurum tarafından hesaplanmıştır. DotEcon mobil abonelik talebinin fiyat esnekliğini -0.37 ile -0.40 arasında, mobil konuşma talebinin fiyat esnekliğini -0.62 ile -0.65 arasında ve çapraz esnekliği -0.43 olarak hesaplamıştır. Frontier Economics bu esneklikleri sırasıyla -0.54 ile -0.30 arasında, -0.53 ve -0.18 olarak tahmin etmiştir. Holden Pearmain ise mobil abonelik talebinin fiyat esnekliğini -0.08, mobil konuşma talebinin fiyat esnekliğini -0.48 ve çapraz esnekliği -0.11 olarak hesaplamıştır.

Dewenter ve Haucap (2007) Avusturya telekomünikasyon piyasası için 1998-2002 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak biri statik diğeri dinamik iki model tahmin etmiştir. Analiz sonucunda statik modelde -0.56 olarak hesaplanan talebin fiyat esnekliği, dinamik modelde -0.74 olarak tahmin edilmiştir. Ingraham ve Sidak (2004) 1999-2001 yılları verilerini kullanarak ABD Mobil Piyasası için yaptıkları analizde talebin fiyat esnekliğinin -1.12 ile -1.29 arasında olduğu sonucuna ulaşmıştır. Aynı piyasa için Ward ve Woroch (2009) 48 eyaletteki hane halklarına ait 1999-2001 yıllarına ait çeyrek yıllık verileri kullanılarak yaptıkları

ampirik analizde talebin fiyat esnekliğini ve sabit telekomünikasyon hizmetlerinin ilişkili mal olarak kabul edildiği bir piyasada talebin çapraz esnekliğini hesaplamıştır. Fiyat esnekliği -0.75 ile -0.81 arasında hesaplanırken, çapraz esneklik 0.25 ile 0.31 arasında bulunmuştur. Ida ve Kuroda (2009) tarafından 1000 anket içinden çeşitli elemelerle seçilen 687 örnekleme yapılan analizde Japonya Mobil Telekomünikasyon Piyasası için talebin fiyat esnekliği -0.23 ile -0.30 arasında hesaplanmıştır. 3G hizmetleri için yapılan analizde ise talebin fiyat esnekliği -0.564 ile -0.783 arasında hesaplanmıştır. Hazlett and Munoz (2009) 28 ülke için 1999-2003 dönemine ait çeyrek yıllık verileri kullanarak yaptığı analizde talebin fiyat esnekliğini -1.12 olarak hesaplamıştır. Growitsch, Marcus ve Wernick (2010), 16 Avrupa Birliği üyesi devletten 61 mobil servis sağlayıcısının 2003-2008 yılları arasındaki verilerini kullanılarak GMM panel tahmincisi yardımıyla yaptıkları ampirik analizleri sonucunda talebin kısa dönem fiyat esnekliğini -0,097 ve uzun dönem fiyat esnekliğini -0,608 bulmuştur.

Haucap, Heimeshoff ve Karaçuka (2010), Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasasını (TMTP) analiz etmiş ve talep esnekliklerini hesaplamıştır. Çalışmada piyasadaki operatörlere ait Ocak 2002- Aralık 2006 dönemine ait aylık veriler kullanılarak dinamik panel analizi yapılmıştır. Faturalı ve ön ödemeli piyasaları, bu piyasalardaki talebin özelliklerindeki farklılaşmayı dikkate alarak birbirinden ayırmış ve miktar değişkeni olarak da sadece şebeke dışı giden aramalar esas alınmıştır. Ön ödemeli piyasada talebin fiyat elastikiyeti kısa dönem için -0,20 ve uzun dönem için -0,33 hesaplanırken, faturalı hatlar için talebin fiyat esnekliği kısa dönemde -0,36 ve uzun dönemde -0,72 olarak tahmin edilmiştir. Çalışmada talebin gelir esnekliği ise 0.157 olarak hesaplanmıştır. TMTP için Haucap, Heimeshoff ve Karaçuka (2010) çalışması dışında fiyat esnekliklerini analiz eden başka bir çalışma bilindiği kadarıyla yoktur. Haucap, Heimeshoff ve Karaçuka (2010) 2002-2006 yılları arası verilerini kullandıklarından daha çok TMTP'nin başlangıç dönemindeki talep esnekliklerini tespit ettikleri söylenebilir. Bu çalışmada 2008-2017 yılları arası veriler kullanılacağından hem daha uzun bir dönem dikkate alınacak hem de piyasanın daha olgun dönemi analiz edilmiş olacaktır. Haucap, Heimeshoff ve Karaçuka'nın (2010) çalışması bu çalışmada bulunan sonuçlarla mukayeseli bir değerlendirme olanağı sağlayacaktır.

#### 4. TÜRKİYE MOBİL TELEKOMÜNİKASYON PİYASASI

Türkiye'de mobil telekomünikasyon 1994 yılında hizmete girmiş ve 2017 yılının son çeyreği itibari ile 77.8 milyon aboneye ve %109.5 penetrasyon oranına (0-9 yaş aralığındaki nüfus hariç) ulaşmıştır. Zaman içinde operatör sayısı değişiklik göstermesine rağmen 2004 yılından bu yana 3 firmalı olarak yapılan piyasadaki bu üç firmanın 2017 sonu itibari ile abone sayısına göre pazar payları Turkcell için %43.7, Vodafone için %31.1 ve Avea için %25.2 olarak dağılmaktadır. Gelire göre pazar payları ise sırası ile %40.5, %37.9 ve %21.6 olarak gerçekleşmiştir. 2017 yılının dördüncü çeyreğinde toplam 65.8 milyon dakika trafik hacmi gerçekleşen TMTP'da abone başına ortalama aylık kullanım (MoU) 442 dakikaya yükselmiştir. Operatörlere dikkat edildiğinde Turkcell'in MoU değeri 373 dakika, Vodafone'un 480 dakika ve Avea'nın 520 dakika olarak hesaplanmıştır. Toplam mobil trafiğin %50.7'si şebeke içi, %45.2'si diğer mobil operatörlerle ve %3.8'i sabit hatlarla gerçekleştirilmiştir. % 45.9'unun ön ödemeli ve %54'ünün faturalı abonelerden oluştuğu bu piyasada, abonelerin yaklaşık %11.3'ü kurumsal, %88.7'si bireysel abonelerdir. 2017 sonu itibari ile abone başına aylık gelir (ARPU) Turkcell için 29,8 TL, Vodafone için 29,3 TL ve Avea için 27,6 TL'dir. Turkcell, Vodafone ve Avea'nın ARPU değerleri faturalı hatlar için sırasıyla 42.8TL, 41,2TL, 35.5TL iken ön ödemeli aboneler için ise sırasıyla 15.1 TL, 16.2 TL, ve 18.4 TL'dir (BTK, 2017).

#### 5. VERİ, EKONOMETRİK METODOLOJİ VE AMPİRİK SONUÇLAR

##### 5.1. Model ve Veri

Bu çalışmanın amacı Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası'ndaki talep yapısını analiz etmektir. Daha spesifik olarak, mobil telekomünikasyon piyasasındaki telekomünikasyon ağını kullanma talebi fonksiyonundan hareketle Türkiye'de bu piyasa için uzun dönem<sup>1</sup> talep esnekliklerini tahmin etmektir. Mobil telekomünikasyon ağını kullanma talebi, abone başına aylık ortalama giden arama süresi olarak tanımlanmıştır. Talep fonksiyonu ise bu çalışmada geleneksel bireysel talep fonksiyonuna benzer biçimde aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Taylor, 1994:28; Latimaha ve Bahari, 2016):

<sup>1</sup> Tüketimde olası yol bağımlılıklar (path dependencies) dikkate alındığında, kısa ve uzun dönem talep esnekliklerinin birbirlerinden farklılaşması mümkün hale gelir. Nitekim eğer tüketicilerin arama davranışlarının belirleyicilerinden biri de alışkanlıklar ise, bu alışkanlıklar da uzun vadede değişebilir ise, tüketiciler sözleşme ve değiştirme maliyetleri gibi maliyetlerle karşı karşıya kalıyorsa, uzun dönemde talebin, kısa döneme nazaran daha esnek olacağı beklenebilir (Haucap, Heimeshoff ve Karacuka, 2010; Dewenter ve Haucap, 2007).

$$Q = Q(\pi, p, Y) \quad (1)$$

(1) no'lu eşitlikte Q'nun, yani abone başına ortalama giden arama süresinin, arama fiyatının,  $\pi$ , diğer mal ve hizmetlerin fiyatının,  $p$ , ve toplam gelirin,  $Y$ , fonksiyonu olduğu varsayılmıştır. Talep fonksiyondan hareketle tahmin edilen model aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Q_{i,t} = \alpha_i + \beta_1\pi_{i,t} + \beta_2p_t + \beta_4Y_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(2) no'lu eşitlik, mobil telekomünikasyon piyasası talep denklemi olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$MOU_{i,t} = \alpha_i + \beta_1MRPM_{i,t} + \beta_2FRPM_t + \beta_4PGDP_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

(3) no'lu eşitlikte miktar değişkeni, MOU, bir operatörün abonelerinin aylık ortalama kullanımını ifade etmektedir ve bu değişkenin değeri bir operatörden yapılan toplam giden arama trafiğinin abone sayısına bölünmesi ile elde edilmiştir. Arama fiyatı olarak kullanılan MRPM, bir operatörün dakika başına ortalama gelirini temsil etmektedir ve abone başına aylık ortalama gelirin (ARPU) aylık ortalama kullanıma bölünmesi ile elde edilmiştir. İlişkili hizmetin fiyatı olarak FRPM, sabit hatlarda dakika başına ortalama gelirdir ve sabit hatlarda aylık abone başına ortalama gelirin, abone başına aylık ortalama kullanıma bölünmesi ile bulunmuştur. Son olarak gelir, kişi başına düşen GSYH ile ölçülmüştür.  $\varepsilon_{i,t}$  ise hata terimidir. Modelde kullanılan bu değişkenlere ait veriler, Türkiye'deki 3 operatörün (Turkcell, Vafodone, Avea) 2007-2017 dönemine ait çeyrek yıllık verileridir ve bu veriler BTK, Turkcell, Vodafone ve Avea'nın çeyrek dönemlik ve yıllık raporlarından elde edilmiştir. Kişi başına düşen GSYH verileri ise Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) alınmıştır.

Modelde yer alan  $MOU_{i,t}$  ile  $MRPM_{i,t}$  arasında beklenen ilişki negatif yönlüdür. Nitekim geleneksel olarak talep kanunu gereği de, bir mal veya hizmetin fiyatındaki artış, tüketicilerin o mal veya hizmetten daha az satın almaları anlamına gelir. Diğer mal veya hizmetlerin fiyatındaki değişiminin yani FRPM'deki değişiminin MOU'ya etkisi belirsizdir. Zira literatürde sabit telekomünikasyon hizmetleri ve mobil telekomünikasyon hizmetlerinin birbirlerinin ikamesi mi yoksa tamamlayıcısı mı olduğu konusu son yıllarda sıklıkla tartışılrsa da bir uzlaşma sağlandığını söylemek mümkün değildir. Son yıllarda artan teknolojik gelişmeler, mobil ağ maliyetini düşürürken, mobil telekomünikasyon hizmetlerinin kalitesini de artırarak, mobil iletişim hizmetlerini sabit iletişim hizmetlerinin rakibi ve dolayısıyla bu iki hizmeti birbirinin ikamesi konumuna getirirse de, bu ikame ilişkisi bile kendi içerisinde tartışmalıdır ve analiz edilen ülkelere göre farklılık gösterebilmektedir (Haucap, Heimeshoff ve Karacuka, 2010). Diğer taraftan bazı tartışmalarda mobil iletişim ve sabit iletişim hizmetinin, özellikle de mobil iletişim hizmetinin gelişiminin ilk aşamalarında, aralarındaki pozitif dışsallık etkileri nedeniyle birbirinin tamamlayıcısı olduğu ifade edilmektedir (Ahn ve Lee, 1999). Son olarak  $MOU_{i,t}$  ile  $PGDP_t$  arasında beklenen ilişki pozitif yönlüdür. Tüm bu değişkenlerin reel ve logaritmik değerleri kullanılmıştır. Aşağıdaki tabloda (Tablo 1) bu değişkenlere ait özet istatistikler sunulmuştur.

**Tablo 1.** Özet İstatistikler

Değişken	Veri Tanımı ve Birimi	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
MOU	Bir operatörün abonelerinin aylık ortalama kullanımı (dk)	296.290	123.781	62.800	536.666
MRPM	Bir operatörün dakika başına ortalama geliri (TL)	0.079	0.060	0.027	0.353
SRPM	Sabit hatlarda dakika başına ortalama gelir (TL)	0.128	0.032	0.094	0.212
PGDP	Kişi başına düşen GSYH (TL)	18200.2	2599.2	13127.05	5071.7

## 5. 2. Metodoloji ve Ampirik Sonuçlar

### 5.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığı

Panel veri analizinde, analizde kullanılan serilerdeki olası birim kökün araştırılmasında kullanılacak birim kök testlerinin seçimi, paneli oluşturan yatay kesitler arasında korelasyon olup olmamasına göre farklılık göstermektedir. Birinci nesil birim kök testleri birimler arasındaki bu korelasyonu dikkate almaz. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığı durumunda ikinci nesil birim kök testlerinin kullanılması gerekir. Bu doğrultuda çalışmanın ampirik kısmında ilk olarak yatay kesit bağımlılığı hem değişkenler için hem de eşbütünleşme denklemi için araştırılmıştır. Bu amaçla Breusch ve Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) scaled LM testi, Pesaran (2004) CD testi ve Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) tarafından Breusch ve Pagan LM testinin düzeltilmiş versiyonu olarak önerilen "düzeltilmiş LM testi (bias-adjusted LM test)" kullanılmıştır. Bu

testlerden Breusch ve Pagan (1980) LM testi, zaman boyutu (T), yatay kesit boyutundan (N) büyük olduğunda (T>N), Pesaran (2004) ölçeklendirilmiş LM istatistiği, N>T olduğu durumda ve Pesaran CD testi zaman ve yatay kesit boyutu küçük olduğunda daha iyi sonuç vermektedir. “Düzeltilmiş LM testi (bias-adjusted LM test)” ise, Breusch ve Pagan (1980) LM testinin yatay kesit ve zaman boyutunun büyük olduğu durumlar için uyarlanmış biçimidir.

Yatay kesit bağımlılığının araştırıldığı testlerde hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0 = \rho_{ij} = \text{Corr}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \quad (i \neq j) \quad (4)$$

$$H_1 = \rho_{ij} = \text{Corr}(u_{it}, u_{jt}) \neq 0 \quad (i \neq j) \quad (5)$$

**Tablo 2.** Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Testler	MOU	MRPM	Eşbütünleşme Denklemleri için Yatay Kesit Bağımlılığı
	Test İst.	Test İst.	Test İst.
Breusch-Pagan LM	38.032 (0.000)***	15.677 (0.001)***	24.219 (0.000)***
Pesaran (2004) CD LM	14.302 (0.000)***	5.176 (0.000)***	8.663 (0.000)***
Pesaran (2004) CD	-3.993 (0.000)***	-3.843 (0.000)***	4.764 (0.000)***
“Düzeltilmiş LM testi (bias-adjusted LM test)”	7.261 (0.000)***	11.510 (0.000)***	47.370 (0.000)***

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. ( ) içindeki değerler olasılık (p) değerleridir.

Tablo 2’de, modelde yer alan değişkenler için yatay kesit bağımlılığı test sonuçları yer almaktadır. Bu sonuçlar Gauss kodları aracılığı ile elde edilmiştir. Dört farklı test sonucuna göre her iki değişken için de yatay kesit birimleri arasında korelasyon yoktur temel hipotezi reddedilmiştir. Diğer bir ifade ile yatay kesit birimleri arasında korelasyon vardır. Bu nedenle birim kök testi sınamalarında ikinci kuşak panel birim kök testleri tercih edilecektir. Aynı tabloda ayrıca eşbütünleşme testinin temel alındığı modelin kalıntılarının birimler arası korelasyon testi sonuçları yer almaktadır. Buna göre de temel hipotez reddedilmiş, birimler arası korelasyon olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

### 5.2.2. Panel Birim Kök Testi

Pesaran (2007) tarafından geliştirilen birim kök testi, literatürde yaygın olarak kullanılan ikinci nesil birim kök testlerinden biridir. Bu test standart ADF testinin, bireysel serilerin gecikmeli düzeylerinin yatay kesit ortalamaları ve birinci farkları ile artırılmış basit alternatifidir. Otokorelasyonun olmadığı durumda dinamik heterojen panel veri modeli,

$$y_{i,t} = (1 - \phi_i) \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad , i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (6)$$

biçimindedir.  $u_{i,t}$  hata terimi olmak üzere, tek bir faktör yapısına sahiptir ve aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$u_{i,t} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$f_t$ , gözlenemeyen ortak etki ve  $\varepsilon_{i,t}$  bireysel spesifik hata terimi olmak üzere, (5) nolu eşitlik aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

(7) no’lu denklemde  $\alpha_i = (1 - \phi_i) \mu_i$ ,  $\beta_i = -(1 - \phi_i)$  ve  $\Delta Y_{i,t} = Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$  olmak üzere durağanlığı sınamak üzere hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \beta_i = 0 \quad (\text{tüm } i\text{'ler için}) \quad (9)$$

$$H_1: \beta_i < 0 \quad (i=1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N) \quad (10)$$

Pesaran (2007), CIPS test istatistiğini, IPS (2003) testinin yatay kesitsel olarak genişletilmiş bir versiyonu olarak aşağıdaki gibi ifade etmektedir (Pesaran, 2007):

$$CIPS(N, T) = t - \bar{bar} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (11)$$

**Tablo 3.** Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken/ Test	Paseran (2007) I(0)			Paseran (2007) I(1)		
	Test İst.	Gecikme Uzunluğu	Kritik Değ. (% 1)	Test İst.	Gecikme Uzunluğu	Kritik Değ. (% 1)
MOU	-1.991	2	-2.550	-4.838***	2	-2.550
MRPM	-1.363	2	-2.550	-2.734**	2	-2.550

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 3’de sadece sabite izin verilen ve 2 gecikme olduğu durumda CIPS panel birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Tabloda yer alan her iki değişken de düzeyde durağan değildir. Bu nedenle birinci farklarının durağanlığı da test edilmiş ve birinci farklarının durağan [I(1)] olduğu sonucu bulunmuştur.

Modelde kullanılan ve yatay kesitsel olarak sabit olan değişkenler (invariant variables), sabit hatlarda dakika başına ortalama gelir (SRPM) ve kişi başına düşen GSYH’dır (PGDP). Bu değişkenler için durağanlık sınaması Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi (1979) ile yapılmıştır. Sadece sabite izin verilen genelleştirilmiş ADF testi sonuçlarına göre yatay kesitsel olarak sabit bu değişkenlerin de düzeyde değil, birinci farkının [I(1)] durağan olduğu tespit edilmiştir (Tablo 4).

**Tablo 4.** Yatay Kesitsel Olarak Sabit Değişkenler İçin Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken/Test	ADF Testi I(0)		ADF Testi I(1)	
	Test İst.	Kritik Değ. (% 1)	Test İst.	Kritik Değ. (% 1)
SRPM	-2.0072 (0.2827)	-3.5966	-8.1056 (0.000)***	-3.6009
PGDP	0.5401 (0.9858)	-3.6329	-3.2489 (0.0254)**	-3.6329

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. ( ) içindeki değerler p değerleridir.

### 5.2.3. Homojenlik Testleri

Birim kök testlerinin sonucunda serilerin I(1) olduğu tespit edildiğinden, bundan sonraki aşama panel eşbütünlük testleri ile değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının araştırılmasıdır. Ancak eşbütünlük denkleminde eğim katsayılarının birimlere göre homojen olup olmaması da eşbütünlük testleri ve tahmin yöntemlerinin seçimini etkilemektedir.

Bu çalışmada eşbütünlük denkleminde eğim katsayısının homojen olup olmadığını tespit etmek için Swamy S testinin yanı sıra, Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından önerilen ve Swamy testinin standartlaştırılmış versiyonu olan homojenlik testi kullanılmıştır. Bu testlerde sınanan hipotezler aşağıdaki gibidir (Pesaran ve Yamagata, 2008):

$$H_0 = \beta_i = \beta \quad \text{tüm } i\text{'ler için} \quad (12)$$

$$H_1 = \beta_i \neq \beta_j \quad (13)$$

Pesaran ve Yamagata (2008) (12) ve (13) no’lu eşitlikte görülen hipotezleri sınamak için iki farklı test önermektedir. Tablo 5’te yer alan bu test sonuçlarına göre eğim katsayıları homojendir biçimindeki temel hipotez reddedilmektedir.

**Tablo 5.** Homojenlik Testi Sonuçları

Testler	Test İstatistiği
Swamy S Testi	92.200 (0.000)***
$\hat{\Delta}$	1.434 (0.076)*
$\hat{\Delta}_{adj}$	1.487 (0.068)*

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. ( ) içindeki değerler p değerleridir.

### 5.2.4. Eşbütünlük Testi

Modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı panel eşbütünlük testleri ile sınanır. Bu çalışmada Westerlund (2007) eşbütünlük testi kullanılarak, uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmıştır.

Westerlund (2007) “Eşbütünlük yoktur” biçimindeki H0 hipotezini test etmek için hata düzeltme temelli 4 farklı eşbütünlük testi önermektedir. Testlerde, her yatay kesit biriminin kendi hata düzeltmesine sahip olup olmadığı araştırılmakta, böylelikle de eşbütünlüğün varlığı sınanmaktadır. Westerlund (2007) aşağıdaki hata düzeltme modelinden yola çıkmaktadır:

$$Dy_{it} = d_i d_t + a_i (y_{it-1} - b_i' x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} a_{ij} Dy_{it-j} + \sum_{j=0}^{P_i} g_{ij} Dx_{it-j} + e_{it} \quad (14)$$

(14) no'lu denklem yeniden düzenlenirse,

$$Dy_{it} = d_i d_t + a_i y_{it-1} + l_i' x_{it-1} + \sum_{j=1}^{P_i} a_{ij} Dy_{it-j} + \sum_{j=0}^{P_i} g_{ij} Dx_{it-j} + e_{it} \quad (15)$$

(15) no'lu denklemde  $d_t$ , deterministik bileşenler vektörü,  $\lambda_i$ , uzun dönem ve  $\gamma_i$  ve  $\alpha_i$  ise kısa dönem parametreleridir. Tablo 6'da yer alan test sonuçlarına göre hem grup ortalama istatistikleri ( $G_t$ ,  $G_a$ ), hem de panel istatistikleri ( $P_t$  ve  $P_a$ ), değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Ancak özellikle bir noktanın altının çizilmesi gerekir. Daha önceki testlerde yatay kesit birimleri arasında korelasyon olduğu tespit edildiğinden, dirençli kritik değerleri dikkate almak gerekir. Bu test sonuçları da değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi varlığını göstermektedir.

**Tablo 6.** Westerlund Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları

İstatistik	Değer	Z-Değeri	P-değeri	Dirençli P-değeri
$G_t$	-4.283	-3.766	0.000	0.000
$G_a$	-31.754	-5.118	0.000	0.000
$P_t$	-7.155	-3.622	0.000	0.000
$P_a$	-31.743	-6.414	0.000	0.000

Not: Trendli ve sabitli bir model tahmin edilmiştir.

### 5.2.5. Panel Hata Düzeltme Modeli ve Tahmin Sonuçları

Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası'nda talep esnekliklerini hesaplamayı amaçlayan bu çalışmada, eşbütünleşme testleri değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını doğruladığından, son olarak kısa ve uzun dönemli ilişkilerin tahminine geçilmiştir. Yatay kesit birimlerinin (N) az ve zaman boyutunun da kısa olması ve dolayısıyla her bir operatör için ayrı model tahmini mümkün olmadığından veriler bu çalışmada havuzlanmıştır. Ancak örneklemin zaman boyutu, mikro panellere nazaran uzun olduğundan ( $T > 20$ ) eğim parametrelerinin farklı tahmin edilmesi olası hale gelmiştir. Bu nedenle çalışmada eğim katsayılarının yatay kesit birimleri için farklı olduğu, durağan olmama durumunu da dikkate alan dinamik heterojen panel veri modellerinden biri olan dinamik ortak korelasyonlu etkiler (DCCE) tahmincisi (Chudik ve Pesaran, 2015) yararlanılmıştır. Bu tahminci ile uzun ve kısa dönem etkilerinin birbirlerinden ayrılması da mümkün olmaktadır. Ancak bu çalışmada yalnızca uzun dönem katsayılarına yer verilmiştir.

Panel zaman serisi analizinde ortalama grup tahmincisi (mean group estimator-MG) (Pesaran ve Smith, 1995) ve havuzlanmış ortalama grup tahmincisi (pooled mean group estimator-PMG) (Pesaran vd., 1997) gibi birinci nesil tahminciler de heterojenliğe izin vermesine rağmen, yatay kesit bağımlılığına dirençli tahminciler değildir. "Genişletilmiş Ortalama Grup" tahmincisi (AMG) (Bond ve Eberhardt, 2009; Eberhardt ve Teal, 2010), ortak korelasyonlu etkiler (common correlated effects-CCE) (Pesaran, 2006) gibi ikinci nesil tahminciler bu eksikliği gidermekte, yatay kesit bağımlılığını da hesaba katmaktadır.

Chudik ve Pesaran (2015) ikinci nesil tahmincilerden CCE'yi geliştirerek, alternatif bir tahminci ortaya koymaktadır: Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (Dynamic Common Correlated Effects, DCCE). Yazarlara göre CCE tahmincisi hata terimindeki yatay kesit bağımlılığına, olası birim köklere ve eğim katsayısının heterojenliğine dirençli bir tahminci olmasına rağmen, panelde bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri ve/veya zayıf dışsal değişkenlerin varlığı durumuna dirençli değildir. DCCE tahmincisi bu değişkenleri analizine dahil ederek bu eksikliği gidermektedir. DCCE tahmincisinde değişkenlerin yatay kesit ortalamaları gözlenmeyen faktörleri temsil etmek üzere modele dahil edilmektedir.

Chudik ve Pesaran (2015) tarafından önerilen dinamik heterojen panel veri modelinin genel görünümü aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = c_{yi} + f_i y_{i,t-1} + b_{0i}' x_{it} + b_{1i}' x_{i,t-1} + u_{it} \quad (16)$$

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

(16) ve (17) no'lu denklemde,  $i=1,2,\dots,N$  ve  $t=1,2,\dots,T$ , olmak üzere  $y_{it}$ , bağımlı değişken,  $x_{it}$  bağımsız değişken(ler)dir.  $c_{yi}$ , her bir yatay kesit birimi için bireysel sabit etkileri,  $x_{it}$ , t döneminde yatay kesit



birimlerine (i) özgü bağımsız değişkenlerin  $k_x \times 1$ , vektörü,  $f_t$ , gözlemlenmeyen ortak faktörlerin  $m \times 1$  vektörü ve  $\varepsilon_{it}$  ise hata terimidir.

Chudik ve Pesaran (2015) modele dahil edilen yatay kesit ortalamalarında gecikme sayısı  $p_T$  olmak üzere,  $p_T = T^{1/3}$  olarak ifade etmektedir.

Tablo 7, Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası için DCCE tahmincisi ile hata düzeltme modelinin tahmin sonuçlarını göstermektedir. Tüm değişkenlerin katsayıları teorik bekleyişleri yansıtmaktadır. Kısa dönem katsayılarına yer verilmemiş, tabloda yalnızca uzun dönem katsayıları gösterilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre öncelikle hata düzeltme parametresinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir ki bu modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcudiyetini ifade etmektedir.

**Tablo 7.** Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler Tahmincisi Tahmin Sonuçları

	Katsayı	Standart Hata
MOU LI.	-0.625684***	0.05087
MRPM	-0.763963***	0.020158
SRPM	-0.16586***	0.051765
PGDP	0.061164**	0.026238

Not: Bağımlı değişken: Bir operatörün abonelerinin aylık ortalama kullanımı. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılıkları gösterir.

Uzun dönem parametrelerine bakıldığında mobil telekomünikasyon piyasasında talebin fiyat esnekliğinin -0.76 olduğu görülmektedir. İstatistiksel olarak da anlamlı olan bu katsayı, Türkiye’de mobil telekomünikasyon piyasasında talebin esnek olmadığına işaret etmektedir. Diğer bir deyişle fiyattaki %1 artış, abonelerin aylık ortalama kullanımını yaklaşık % 0.76 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası’nın 2002-2006 dönemine ait verileri kullanarak analiz eden Haucap, Heimeshoff ve Karaçuka’nın (2010) elde ettiği sonuçla da uyumludur. Piyasanın daha erken dönemlerini analiz eden bu çalışmada, uzun dönem talebin fiyat esnekliği -0.45 olarak bulunmuştur. Geçen zaman zarfında talebin fiyattaki değişime duyarlılığı nispeten artsa da, katsayının hala birden küçük olduğu görülmektedir. Sabit hatlarda fiyattaki %1 artış, Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası’nda abonelerin aylık ortalama kullanımını %0.16 oranında düşürmektedir. Çapraz esnekliği temsil eden bu katsayı da istatistiksel olarak anlamlıdır ve işaretinin negatif olması, sabit iletişim hizmetinin mobil telekomünikasyon hizmetlerinin tamamlayıcısı olduğuna işaret etmektedir. Son olarak talebin gelir esnekliği teorik bekleyişlerle uyumlu biçimde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

## 6. SONUÇ

İlk dönemlerinde beklentilerden daha hızlı büyüyen mobil telekomünikasyon piyasalarında mobil iletişim talebinin belirleyicileri dikkat çekmiş ve bu hizmet talebinin zaman içinde nasıl bir seyir izleyeceği oldukça kritik bir hale gelmiştir. Tüketici davranışları açısından oldukça karmaşık bu piyasalarda operatörlerin ve merkezi otoritenin kendi amaçları doğrultusunda doğru kararlar alarak beklentilerine uygun fiyat ve çıktı düzeyini sağlayabilmesi ve istenmeyen durumlardan sakınabilmesi için tüketicilerin yakından takip ve analiz edilmesi önem arz etmektedir. Bu çerçevede talebin fiyat, gelir ve çapraz esnekliği düzenleyici otoritelere ve operatörlere uygulayacakları politika ve geliştirecekleri stratejilerde yön vermektedir. Bu çalışmada da Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası’nda mobil iletişimin talep esneklikleri tahmin edilmiştir. Turkcell, Vodafone ve Avea’nın 2007-2017 yıllarına ait 43 çeyrek dönemlik verileri Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCE) tahmincisi yardımıyla analiz edilmiş ve uzun dönem esneklikleri tespit edilmiştir. İstatistiksel olarak anlamlı ve işaretleri teorik bekleyişlere uygun olduğu tespit edilen sonuçlara göre Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası’ndaki mobil iletişim talebinin fiyat esnekliği -0.76, gelir esnekliği 0.06 ve çapraz esneklik -0.16 olarak hesaplanmıştır. Talebin fiyat esnekliği katsayısı birden küçük tahmin edilmesi düzenleyici otoritenin piyasa gücünde olası artışa karşı dikkatli olması gerektiğinin işaretini vermektedir. Operatörler açısından ise fiyat esnekliğinin birden küçük olması fiyat artışı ile toplam hasılanın arttırılabileceğini göstermektedir. Gelir esnekliğine bakıldığında beklendiği gibi pozitif tahmin edilmesi mobil iletişimin normal bir mal olduğunu ortaya koymakta ve birden küçük olması ise abonelerin bu hizmeti zorunlu bir mal olarak değerlendirdiğine işaret etmektedir. Çapraz esnekliğin işareti ise mobil iletişim hizmeti ile sabit iletişim hizmeti arasındaki ilişkinin tamamlayıcı olduğunu göstermektedir. Mobil telekomünikasyon piyasaları özellikle son 10-15 yılda oldukça fazla merkezi düzenleme ve müdahaleye maruz kalmaktadır. Çalışma bu köklü müdahalelerin esneklikler üzerindeki etkisi ele alarak geliştirilebilir.

## KAYNAKÇA

Acemoğlu, D., Laibson, D. & List J. A. (2016). Mikroekonomi, Beta Basım Yayım, İstanbul.

- Ahn, H. & Lee, M.H. (1999). "An Econometric Analysis of the Demand for Access to Mobile Telephone Networks", *Information Economics and Policy*, (11): 297-305.
- Banerjee, A. & Ros, A.J. (2004). "Drivers Of Demand Growth For Mobile Telecommunications Services: Evidence From International Panel Data", National Economic Research Associates, Cambridge.
- Bond, S.R. & Eberhart M. (2009). "Cross-sectional dependence in non-stationary panel models: A novel estimator", *Nordic Econometric Meetings*, Sweden.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics", *The Review of Economic Studies*, 47(1):239-253.
- Chudik, A & Pesaran M.H. (2015). "Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models With Weakly Exogenous Regressors", *Journal of Econometrics*, 188:393-420.
- Danaher, P. (2002). "Optimal Pricing of New Subscription Services: Analysis of A Market Experiment", *Marketing Science*, 21(2): 119-138.
- Dewenter, R. & Haucap, J. (2007). "Demand Elasticities for Mobile Telecommunications in Austria", *Ruhr Economic Papers*, (17), Bochum.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-431.
- Eberhart, M. & Teal F. (2010). "Productivity Analysis In The Global Manufacturing Production", Department of Economics, University of Oxford.
- Filistrucchi, L. (2008). "A SSNIP Test for Two-Sided Markets: The Case of Media", NET Institute Working Paper, No. 08-34.
- Grajek, M. & Kretshmer, T. (2009). "Usage And Diffusion Of Cellular Telephony, 1998-2004", *International Journal of Industrial Organization*, (27): 238-249.
- Growitsch, C., Marcus, J. S., & Wernick, C. (2010). "The Effects Of Lower Termination Rates (MTRs) On Retail Price And Demand", *Communications & Strategies*, 80(4thQ): 119-140.
- Gruber, H. & Verboven, F. (2001). "The Evolution Of Markets Under Entry And Standards Regulation- The Case Of Global Mobile Telecommunications". *International Journal of Industrial Organisation* (19): 1189-1212.
- Grzybowski, L. & Verboven, F. (2013). "Substitution Between Fixed-Line And Mobile Access: The Role Of Complementarities", NET Institute Working Paper, 13-09.
- Hamilton, J. (2003). "Are Main Lines and Mobile Phones Substitutes or Complements? Evidence from Africa", *Telecommunications Policy*, (27): 109-133.
- Haucap, J.; Heimeshoff, U. & Karacuka, M. (2010). "Competition in the Turkish Mobile Telecommunications Market: Price Elasticities and Network Substitution", Discussion Paper, No:12.
- Hausman, J. A. & Sidak, J. G. (2007). "Evaluating Market Power Using Competitive Benchmark Prices Rather than the Hirschman-Herfindahl Index", *Antitrust Law Journal*, 74(2): 387-407.
- Hazlett, T. W. & Muñoz, R. E. (2009). "A Welfare Analysis Of Spectrum Allocation Policies," *RAND Journal of Economics*, RAND Corporation, 40(3):424-454.
- Ingraham, A. & Sidak, G. (2004). "Do States Tax Wireless Services Inefficiently? Evidence on the Price Elasticity of Demand", Mimeo, American Enterprise Institute for Public Policy Research, 2004.
- Ida, T. & Kuroda, T. (2009). "Discrete Choice Model Analysis Of Mobile Telephone Service Demand In Japan," *Empirical Economics*, Springer, 36(1): 65-80.
- Latimaha, R. & Bahari, Z. (2016). "Elasticity of Demand for Cellular Phone Network Access in Malaysia", *Jurnal of Ekonomi Malaysia*, 50(2): 125-132.
- Okada, Y. & Hatta, K. (1999) "The Interdependent Telecommunications Demand and Efficient Price Structure", *Journal of the Japanese and International Economies*, (13): 311-355.
- Pesaran, M. H., & Smith, R.P. (1995). "Estimating Long-Run Relationships From Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 68 (1):79-113.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R.P. (1997). "Pooled Estimation of Long-Run Relationships in Dynamic Heterogeneous Panels", University of Cambridge, Department of Applied Economics.
- Pesaran, M. H. (2004). "General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence In Panels", University of Cambridge, Working Paper, CWPE 0435.
- Pesaran, M. H. (2006). "Estimation and Inference In Large Heterogenous Panels With Multifactor Error Structure", *Econometrica*, 74:967-1012.
- Pesaran, M. H. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test In The Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22(2):265-312.
- Pesaran, H. M., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). "A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence", *The Econometrics Journal*, (11): 105-127.
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). "Testing Slope Homogeneity In Large Panels", *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Rodini, M.; Ward, M.R. & Woroch, G.A. (2002). "Going Mobile: Substitutability Between Fixed and Mobile Access", *Telecommunications Policy*, (27):457-476.
- Slade, M. (2004). "Market Power and Joint Dominance in U.K. Brewing", *The Journal of Industrial Economics*, (52):133-163.
- Sung, N. & Lee, Y.N. (2002). "Substitution Between Mobile And Fixed Telephones in Korea". *Review of Industrial Organization* (20): 267-374.
- Taylor, L. D. (1994). *Telecommunications Demand In Theory And Practice*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherlands.
- Tishler, L.; Ventura R. & Watters, J. (2001). "Cellular Telephones in The Israeli Market: The Demand, The Choice of Provider And Potential Revenues", *Applied Economics*, 33(11): 1479.
- UK Competition Commission. (2003). "Vodafone, O2, Orange And T-Mobile: Re-Ports On References Under Section 13 Of The Telecommunications Act 1984 On The Charges Made By Vodafone, O2, Orange And T-Mobile For Terminating Calls From Fixed And Mobile Networks", London.
- Ward, M. R. & Woroch, G. A. (2009). "The Effect of Prices on Fixed and Mobile Telephone Penetration: Using Price Subsidies as Natural Experiments", *Information Economics and Policy*, 22(1).
- Westerlund, J. (2007). "Testing for error correction in panel data", *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 69, 6:709-748.