

## OECD ÜLKELERİNDE MOBİL İLETİŞİMİN TALEP ESNEKLİKLERİNİN TAHMİNİ

**Arş. Gör. Dr. Mikail KAR**

Bursa Uludağ Üniversitesi, İİBF, (mklkar@gmail.com)

**Dr. Öğr. Üyesi. Bahar BAYSAL KAR**

Bursa Uludağ Üniversitesi, İİBF, (bhrbysl@gmail.com)

### ÖZET

*Mobil telekomünikasyon piyasalarında talep yapısı, politika yapımcılar ve operatörler için piyasa davranışları hakkında önemli bilgiler vermektedir. Bu çalışmada temel amaç mobil telekomünikasyon piyasalarındaki talep yapısını OECD ülkeleri örneği ile incelemek ve uzun dönem talep esnekliklerini ortaya koymaktır. Bu bağlamda 22 OECD ülkesinin 2005-2015 dönemine ait çeyrek yıllık panel verileri kullanılarak heterojenliğe izin veren AMG tahmincisi yardımı ile uzun dönem talep esneklikleri tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre ilgili ülke gurubu için talebin fiyat esnekliği uzun dönemde -0,53 ve gelir esnekliği 0,36'dır. Ortaya çıkan diğer sonuçlar ülkelere özgü niteliklere bağlı olarak talep esnekliklerinin ülkeler arasında ciddi ölçüde farklılaştığını ortaya koymaktadır.*

**Anahtar Kelimeler:** Mobil Telekomünikasyon Piyasası, OECD, Talep Esnekliği, AMG Tahmincisi.

## ESTIMATION OF THE DEMAND ELASTICITIES FOR MOBILE TELECOMMUNICATION IN OECD COUNTRIES

### ABSTRACT

*The demand structure in mobile telecommunications markets provides important information about market behavior for policy makers and operators. The main purpose of this study is to examine the demand structure in mobile telecommunication markets with the example of OECD countries and to demonstrate the long-term demand elasticities. In this context, long-term demand elasticities are estimated with the help of the AMG estimator, which allows for heterogeneity, using quarterly panel data for the period of 2005-2015 of 22 OECD countries. According to the results of the estimation in the long-term for the country group, the price elasticity of demand is -0.53 and the income elasticity of the demand is 0.36. Other results show that demand elasticities vary considerably between countries, depending on the country-specific characteristics.*

**Keywords:** Mobile Telecommunications Market, OECD, Demand Elasticity, AMG Estimator.

## 1. Giriş

Mobil telekomünikasyon piyasaları tüm dünyada hızla büyüyerek doğrudan ve dolaylı etkileri ile ülke ekonomileri içinde önemli bir yer edinmiştir. Tüketici davranışları açısından oldukça karmaşık bu piyasalarda operatörlerin ve merkezi otoritenin kendi amaçları doğrultusunda doğru karar alarak, uygun fiyat ve çıktı düzeyi belirleyebilmesi tüketicilerin yakından takibi ve analizini gerektirmektedir. Bu noktada daha rekabetçi piyasa ile tüketici refahının artmasını isteyen düzenleyici kurumlar ve maksimum karı hedefleyen mobil operatörler oluşturacakları politika ve geliştirecekleri stratejilerinde piyasadaki talep esnekliklerini dikkate alarak karar fonksiyonlarına dahil etmektedir (Taylor, 1994; Ahn & Lee, 1999; Banerjee & Ros, 2004; Madden & Neal, 2004; Hausman & Ros, 2012).

Tüketici teorisi tüketicilerin mal ve hizmet taleplerinde fayda maksimizasyonunu esas aldığını varsaymaktadır. Malın fiyatı ve tüketici geliri mal veya hizmet talebinin temel belirleyicilerinden olduğundan tüketici karar fonksiyonlarının en önemli değişkenleri olarak kabul edilmektedir. Fiyat ve gelirdeki değişikliklere karşılık talep edilen miktarın nasıl değişeceğini ifade eden talep esneklikleri tüketici davranışlarını, tüketici davranışları firma kararlarını, firma kararları da bir bütün olarak piyasa yapısını şekillendirmektedir. Bu açıdan bakıldığında talebin fiyat ve gelir esneklikleri yaptırım ve yatırım kararları alınırken piyasaların analiz edilebilmesinde dikkate alınması gereken en önemli unsurlardandır. Talebin fiyat esnekliği firmalara fiyat değişikliği durumunda toplam hasıllarının nasıl değişeceğini hesaplaması, fiyat istikrarının olmadığı piyasalarda üretim miktarının belirlenmesi ve fiyat farklılaştırma 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 alınabilmesi açısından kritiktir. Aynı şekilde firmalar yatırım kararlarında gelecekteki talep artışını hesaplamakta ve bunun temel belirleyicilerinden birinin gelir olduğunu dikkate almaktadır. Devlet ise ekonomideki dalgalanmaların bu piyasada nasıl etkiler oluşturacağını hesaplayabilmesi açısından gelir esnekliğine önem vermektedir (Madden & Neal, 2004; Vogelsang, 2010; Haucap vd., 2010; Afridi vd., 2010).

Düzenleyici otoriteler mobil numara taşınabilirliği uygulaması, ara bağlantı ücreti indirimleri, kilitleme cihaz düzenlemeleri, sözleşme sınırlandırmaları, tarife kısıtlamaları gibi birçok müdahale ile bu piyasaları rekabetçi yapıya kavuşturmayı amaçlamakta ve tüketicilerin en düşük fiyatla en yüksek faydayı sağlayabilmesini hedeflemektedir. Firmalar ise karmaşık ve çeşitli tarife paketleri ve yüksek reklam harcamaları yardımıyla ürün farklılaştırmasına giderek fiyatları yüksek tutma ve aşırı kar elde etme peşindedir. İdari otorite açısından mobil telekomünikasyon piyasalarının daha rekabetçi olması, etkinliğin ve performansın artırılması için gerekli politikaların oluşturulması ve firmalar açısından daha fazla kar elde edilebilmesi için uygun stratejilerin geliştirilmesi talep esnekliklerinin doğru şekilde tahmin edilebilmesi ile mümkün olmaktadır (Garbacz & Thompson, 2007; Haucap vd., 2010; Latimaha & Bahari, 2016).

Bu çerçevede söz konusu çalışma da 22 OECD ülkesi için mobil telekomünikasyon piyasalarındaki telekomünikasyon ağını kullanma talebi fonksiyonundan hareketle uzun dönem talep esnekliklerini tahmin etmeyi amaçlamaktadır. Bu amaçla bu ülkelere ait 2005-2015 dönemi çeyrek yıllık mobil telekomünikasyon piyasası verilerinden yararlanılmıştır. Ampirik analizde Eberhardt & Bond (2009) tarafından ortaya konulan ve Eberhardt & Teal (2010, 2011)

tarafından geliştirilen “Geliştirilmiş Ortalama Grup (AMG)” tahmincisinden yararlanılmıştır. Bu tahmincinin çalışma bağlamında en önemli özelliği heterojenliğe izin vermesi yani ülkeler arasındaki farklı talep yapılarını da analiz edebilmesidir. Tercih edilen bu ekonometrik yöntem ile ampirik piyasa analizleri literatürüne de önemli bir katkı sağlanmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde hem firmalar hem de düzenleyici otoriteler açısından mobil telekomünikasyon piyasasında talep esnekliklerinin önemi ele alınmaktadır. Üçüncü bölümde, mobil telekomünikasyon piyasasında talep esnekliklerini analiz eden ampirik literatürün kısa bir özetine yer verilmektedir. Dördüncü bölümde ilk olarak çalışmada kullanılan veri seti ve ampirik strateji tanıtılmakta ve ardından elde edilen tahmin sonuçları değerlendirilmektedir. Son bölümde ise genel bir değerlendirme yapılmaktadır.

## **2. Mobil Telekomünikasyon Piyasalarında Talep Esneklikleri**

Mobil telekomünikasyon hizmetlerine olan talep son yirmi yılda hızla artmış ve 2018 yılının ilk yarısı itibari ile dünyadaki toplam hat sayısı 8 milyarın üzerine çıkmıştır (GSMA, 2018). Yüksek batık maliyetler, frekans sınırlandırmaları, doğal tekel özelliği gibi kendilerine has nitelikleri ile bu piyasalar genellikle yüksek piyasa gücüne sahip sınırlı sayıda firma ile rekabetten uzaklaşarak büyümektedir. Bu piyasada talebin fiyat ve gelir esnekliği piyasa yapısının analizi, üretim ve satış fiyatının tespiti gibi kritik alanlarda ön plana çıkmaktadır.

Esneklik temel olarak bir değişkenin başka bir değişkendeki değişime karşı hassasiyeti olarak ifade edilebilir. Bu tanımlamadan hareketle talebin fiyat esnekliği (PED) fiyattaki yüzde değişimin talep edilen miktarda meydana getirdiği yüzde değişimi ifade ederken, talebin gelir esnekliği (YED) tüketicinin gelirinde meydana gelen yüzde değişimin talep edilen miktarda meydana getirdiği yüzde değişimi göstermektedir. PED katsayısının işaretleri özel haller dışında negatif olacağından, bu katsayı mutlak değeri dikkate alınarak değerlendirilir ve 1’den büyük olduğunda esnek talep, 1’den küçük olduğunda inelastik talep ve 1’e eşit olduğunda birim esnek talep olarak yorumlanır. PED’den farklı olarak YED’nin katsayısının işaretleri, ilgili mal veya hizmetin niteliği hakkında bilgi vermektedir. YED katsayısı pozitif ise söz konusu mal normal mal ve negatifse düşük mal olarak nitelendirilir. Eğer YED pozitif ve 0 ile 1 arasında hesaplanırsa ilgili mal zorunlu mal ve 1’den büyük hesaplanırsa lüks mal olarak değerlendirilir.

Oldukça karmaşık fiyatlandırma stratejilerinin kullanıldığı ve bir tek fiyattan söz etmenin giderek güçleştiği mobil telekomünikasyon piyasalarında, talebin fiyat esnekliği firma davranışlarını ve devlet politikalarını şekillendiren önemli faktörlerden biridir. Piyasanın ilk dönemlerinde lüks bir mal olarak yüksek fiyattan sadece yüksek gelirli kesime verilen mobil iletişim hizmeti, kişi başına düşen maliyetlerin azalması, yeni buluş ve inovasyonlarla gerekli cihazların ucuzlaması ve fiyat kontrollerinin artması gibi etkenlerle ucuzlamış ve bu hizmetin talebi artmıştır (Milne, 2006). Ancak sosyal hayatta edindiği yer itibari ile bu hizmetten tüketicilerin vazgeçmekte zorlanmaları, yüksek değiştirme maliyetleri ile operatörler arası geçişin maliyetli olması ve piyasada az sayıda firma olmasının verdiği birlikte hareket etme kolaylığı firmaların elini güçlendirmekte ve fiyatların rekabetçi seviyelere inmesini engellemektedir. Bu alanda yapılan ampirik çalışmalar daha düşük gelirli tüketicilerinde zamanla piyasaya dahil olmasının da etkisi ile zaman içinde fiyat esnekliğinin yükseldiği gözlenmektedir (Hausman, 1999; Madden vd., 2004; Garbacz & Thompson, 2007; Kathuria vd., 2009).

Mobil iletişim talebinin önemli bir diğer belirleyicisi olarak gelirin de talebin hızlı artışında önemli bir payı vardır. Devlet ve firmalar geliştirdikleri stratejilerinde mevcut ve potansiyel abonelerin gelir değişimleri karşısında taleplerini ne ölçüde değiştireceklerini dikkatle takip etmektedir. Firmalar yatırım kararlarında gelecekteki talep artışına ilişkin tahminler yapmakta ve bunun temel belirleyicilerinden birinin gelir olduğunu dikkate almaktadır. Devlet ise ekonomideki dalgalanmaların bu piyasayı nasıl etkilediğini öngörebilmesi açısından gelir esnekliğine önem vermektedir. Talebin gelir esnekliği konusunda mobil piyasalarda öne çıkan tartışma tüketicilerin normal mal olan mobil hizmeti lüks bir mal mı yoksa zorunlu bir mal mı olarak değerlendirdiğidir. Bazı çalışmalar gelir esnekliğini 1'in altında hesaplayarak abonelerin bu hizmeti zorunlu bir mal olarak değerlendirdiği sonucuna ulaşırken (Hausman,1999; Lee & Lee, 2006), bir kısım çalışma ise 1'den büyük hesaplamış ve ilgili piyasalarda abonelerin mobil hizmeti lüks mal kategorisine koydukları sonucuna ulaşmıştır (Madden vd., 2004; Kathuria vd., 2009). Bu noktada genel kabul gören yaklaşım yüksek gelir düzeyine sahip ülkelerde gelir esnekliğinin düşük ve düşük gelir seviyesine sahip ülkelerde daha yüksek olduğudur (Garbacz & Thompson, 2007; Waverman vd., 2005).

### 3. Ampirik Literatür

Mobil iletişimin ekonomideki öneminin artışına paralel olarak literatürde mobil telekomünikasyon piyasasındaki talep esnekliklerini analiz eden bir çok ampirik çalışma yapılmıştır. Bu çalışmaların sonuçlarının doğru değerlendirilebilmesi için özellikle iki noktaya dikkat etmek gerekir. Birincisi, mobil piyasalarda mobil iletişim talep miktarının nasıl ölçüldüğüdür. Bazı çalışmalar talep miktarının ölçümü için abone sayısını, bazıları mobil penetrasyon oranını ve çalışmaların büyük kısmı ise abonelerin ortalama konuşma sürelerini kullanmaktadır. Diğer önemli nokta fiyat ile ilgilidir. Mobil telekomünikasyon piyasalarında kullanılan karmaşık fiyatlandırma stratejilerinden dolayı tek bir fiyattan söz etmek oldukça güçtür. Bundan dolayı ampirik çalışmalarda ağırlıklı olarak fiyatın yerine abone başına ortalama gelir (ARPU) veya dakika başına ortalama gelir (RPM) tercih edilmekte ve zaman zaman fiyat yerine bir sepet fiyatı da tercih edilmektedir.

Mobil iletişimin talep esnekliğini hesaplayan öncü çalışmalardan ilki Hausman'ın (1999) Amerika Birleşik Devletleri'ndeki en büyük 30 Metropolitan İstatistik Alanı için yaptığı ampirik analizdir. 1989-1993 yılları arasında kapsayan veri setinde talep miktarı abone sayısı ile, fiyat ise 160 dakikalık kullanım için en ucuz arama planı ile ölçülmektedir. Bu çalışmada talebin fiyat esnekliği -0.50 ve gelir esnekliğini 0.193 olarak hesaplanmıştır. Aynı piyasa için daha sonra Ward & Woroch (2009) 48 eyaletteki hane halklarına ait 1999-2001 dönemine ait çeyrek yıllık verileri kullanarak yaptığı ampirik analizde talebin fiyat esnekliğini -0.75 ile -0.81 aralığında bulmuştur. Ahn & Lee (1999) mobil piyasaların ilk geliştiği yıllarda 64 ülkenin verileri ile yaptığı çalışmada mobil hizmete olan talebi bir ülkedeki abonelik oranının o ülkeye özgü faktörlerden etkilendiğini esas alarak tahmin etmiştir. Mobil hizmet talebi, abonelik oranlarıyla ve fiyat bağlantı ücreti (connection fee), aylık ücret (monthly charge) ve üç dakikalık yerel arama ücreti (three-minute local call rate) biçiminde üç farklı biçimde ölçülmüştür. Analiz sonuçlarına göre abonelik talebinin fiyat esnekliği bağlantı ücretleri esas alındığında -0.25, aylık ücret esas alındığında -6.1 ve yerel arama ücretleri esas alındığında ise -30.62 olarak hesaplanmıştır. Gelir esnekliği ise 0.24 olarak tahmin edilmiştir. Mobil iletişimin ilk dönemlerini ele alan diğer önemli bir çalışma Okada & Hatta (1999) tarafından Japon

telekomünikasyon piyasası için yapılmıştır. 1992-1996 dönemi için 47 farklı ilden 235 farklı gözleme ait elde edilen veriler FIML yöntemi ile analiz edilmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, mobil iletişim talebinin fiyat esnekliği, -3.96 olarak tespit edilmiştir. Aynı piyasa ilerleyen yıllarda Ida & Kuroda (2009) tarafından 687 aboneye ait örneklemle analiz edilmiş ve mobil iletişim talebinin fiyat esnekliği -0.23 ile -0.30 arasında hesaplanmıştır.

Danaher (2002) çalışmasında operatörlerin optimal fiyat seviyelerini belirleyebilmek için Yeni Zelanda Mobil Telekomünikasyon Piyasasındaki mobil iletişim talebin fiyat esnekliğini 296 aboneye ait 13 aylık verileri kullanarak analiz 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. Avusturya’da mobil hizmetlere yönelik talebin fiyat esnekliğini hem kısa dönem hem de uzun dönem için tahmin eden Dewenter & Haucap (2004) Avusturya’nın en büyük üç mobil operatöründen gelen 37 farklı tarifeye ait 1998-2002 yılları arasındaki aylık verileri kullanmıştır. Yazarlar talep miktarını belirli bir tarifeye ait abone başına aylık ortalama giden trafiği ile, fiyatı ilgili tarifeye ait abone başına ortalama gelirin aynı tarifeye ait ortalama kullanım süresine bölünmesi ile elde ettikleri dakika başına fiyat olarak ölçmüştür. Statik ve dinamik olmak üzere iki farklı tahmin yapılan çalışmada statik modelde talebin fiyat esnekliği -0.56 olarak tahmin edilirken, dinamik modelde talebin uzun dönem fiyat esnekliği -0.74 olarak hesaplanmıştır. Haucap vd., (2010) benzer bir çalışmayı Türkiye Mobil Telekomünikasyon Piyasası için yapmıştır. 2002-2006 dönemine ait aylık verilerin kullanıldığı çalışmada talep miktarı abone başına ortalama şebeke dışı giden trafik ile, fiyat ise ortalama şebeke dışı tarife ile ölçülmüştür. Yapılan analize göre kısa ve uzun dönem için talebin fiyat esnekliği sırasıyla -0.28 ve -0.45 olarak hesaplanmıştır. Talebin gelir esnekliği ise 0.157 olarak bulunmuştur.

Rodini vd., (2002) tarafından 2000-2001 yılları için ABD 294 kentsel alan hane halkına ait anket verileri kullanılarak yapılan analizde mobil telekomünikasyon piyasasında fiyat için mobil erişim ve kullanım için beklenen fiyat tahmincisi ve miktar için mobil konuşma süresi kullanılmıştır. Yazarlar mobil iletişimin fiyat esnekliğini -0.43 olarak tahmin etmiştir. Farklı gelir seviyelerine göre gelir esnekliğinin de hesaplandığı çalışmaya göre gelir seviyesi düştükçe gelir esnekliğinin azaldığı ve sıfıra yaklaştığı tespit edilmiştir. Hausman & Sidak (2007) talep miktarını temsilen abone başına ortalama geliri ve fiyatı temsilen İrlanda ve U.K. piyasasına ait dakika başına ortalama fiyatı kullandıkları çalışmalarında talebin fiyat esnekliğini -0.84 olarak tahmin etmiştir. Talebin gelir esnekliği ise 0.43 olarak tespit edilmiştir. Growitsch vd., (2010) Avrupa Birliği üyesi ülkelerde hizmet veren 61 farklı mobil operatöre ait 2003-2008 dönemi verilerini kullanarak GMM yöntemi yardımıyla mobil iletişim talebinin kısa ve uzun dönem fiyat esnekliklerini tahmin etmiştir. İlgili ülke grubunda analiz edilen dönem için fiyat esnekliği kısa dönem için -0,097 ve uzun dönem için -0,608 olarak hesaplanmıştır. Hausman & Ros (2012) fiyat ve miktar değişkenlerini sırasıyla dakika başına ortalama gelir ve mobil penetrasyon düzeyi ile ölçtükleri çalışmada 2004-2011 dönemine ait çeyrek yıllık verileri kullanmıştır. 17 ülkenin talep esnekliklerini tahmin ettikleri çalışmada, talebin fiyat esnekliğini -0.476 ile -0.593 arasında ve gelir esnekliğini 0.13 olarak tespit etmiştir.

Bu çalışma, analiz ettiği zaman dilimi, kullandığı veri seti ve tercih ettiği tahmin yöntemi ile literatürde yer alan diğer çalışmalardan ayrılmakta ve ampirik piyasa analizi literatürüne önemli katkı sağlamaktadır. Çalışmada 2005-2015 dönemi analize dahil edilerek

mobil piyasaların istikrarsız olan başlangıç dönemleri değil, daha istikrarlı olan gelişme ve doyun dönemleri incelenmiştir. Talep miktarı için aylık ortalama kullanım, fiyat için dakika başına gelir tercih edilerek mobil iletişim talebi özellikleri gerçeğe en yakın şekilde analiz edilmiştir. Heterojenliğe izin veren, yatay kesit birimleri arasında korelasyona dirençli olan ve ayrıca durağan olmayan serilerde de etkin bir tahminci olan ikinci nesil tahmincilerden AMG yöntemi kullanılarak yeni nesil ağ endüstrilerinin temel örneklerinden biri olan mobil telekomünikasyon piyasasının yapısına en uygun tahmin yöntemi kullanılmıştır.

#### 4. Ampirik Analiz

##### 4.1. Veri ve Model

Mobil telekomünikasyon piyasasında talep yapısını OECD ülkeleri bağlamında analiz etmeyi amaçlayan bu çalışmada, ampirik analizin başlangıç noktası talep fonksiyonudur. Taylor'ın (1994) ortaya koyduğu ve bir çok ampirik analizde geliştirilerek kullanılan (Latimaha & Bahari, 2016; Garbacz & Thompson, 2007; Ouwersloot & Rietveld, 2001) telekomünikasyon talebi fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

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

(1) no'lu eşitlikte Q, sistem aboneleri tarafından yapılan toplam arama sayısını temsil etmektedir. Q'nun, arama fiyatının ( $\pi$ ), diğer mal ve hizmetlerin fiyatının (p), erişim maliyetinin (r), abone sayısının (N) ve toplam gelirin (Y) fonksiyonu olduğu varsayılmıştır. Taylor (1994) telekomünikasyon piyasasında iki farklı talep biçimine vurgu yapmaktadır. Birincisi, telekomünikasyon ağına kullanma talebidir ve bunu piyasada yapılan toplam arama sayısı olarak tanımlamaktadır. İkincisi telekomünikasyon ağına erişim talebidir ve bu talebi telekomünikasyon sistemindeki abonelerin toplam nüfus içindeki oranı (penetrasyon) olarak tarif etmektedir. Bu çalışmada mobil telekomünikasyon piyasasında, telekomünikasyon ağına kullanma talebi temel alınmıştır. Bu nedenle talep miktarı, bir ülkedeki mobil telekomünikasyon piyasasındaki abonelerin aylık ortalama giden arama süresi olarak ölçülmüştür. Taylor'ın (1994) yukarıdaki talep fonksiyonu ve literatürde bu konu ile ilgili ampirik çalışmalardan (Haucap vd., 2010; Dewenter & Haucap, 2004) hareketle bu çalışmada tahmin edilen model aşağıdaki gibidir:

$$Q_{it} = \alpha + \beta_1 \pi_{it} + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 N_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) no'lu eşitlik mobil telekomünikasyon piyasası özelinde daha spesifik olarak şu şekilde yazılabilir:

$$AOK_{it} = \alpha + \beta_1 DBG_{it} + \beta_2 KGSYH_{it} + \beta_3 NU_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) no'lu eşitlikte AOK, miktar değişkenini temsil etmektedir ve mobil telekomünikasyon piyasasında abonelerin aylık ortalama kullanımıdır. Bu değişkenin değeri, toplam giden arama trafiğinin abone sayısına bölünmesi ile elde edilmiştir. Arama fiyatı olarak kullanılan DBG, abone başına aylık ortalama gelirin aylık ortalama kullanıma bölünmesi ile bulunmuştur. KGSYH, kişi başına düşen GSYH'yı ve NU, ülkelerin toplam nüfusunu temsil etmektedir.

Analizde örnekleme 22 OECD<sup>1</sup> ülkesi oluşturmaktadır. Bu ülkelerin 2005-2015 dönemine ait çeyrek yıllık verileri kullanılmıştır. Veriler ülkelere ait düzenleyici otoriteler, mobil operatörler, ITU, CTIA, GSMA, OFCOM, OECD'den derlenmiştir. Ayrıca amaç talep esnekliklerini hesaplamak olduğundan analizde tüm değişkenlerin logaritmik değerleri kullanılmıştır.

## 4.2. Ekonometrik Metodoloji

### 4.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testleri

Panel veri analizinde paneli oluşturan yatay kesit birimleri arasında korelasyonun varlığı, analizde kullanılacak birim kök testlerinin seçimini etkilemektedir. Bu nedenle ilk olarak yatay kesit birimleri arasında korelasyonun varlığı ya da diğer bir ifade ile yatay kesit bağımlılığı test edilecektir. Breusch & Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) scaled LM testi, Pesaran (2004) CD testi ve Pesaran vd., (2008) tarafından önerilen “düzeltilmiş LM testi (bias-adjusted LM test)” bu amaçla bu çalışmada kullanılacak olan yatay kesit bağımlılığı testleridir.

Bu testlerde, temel hipotez “yatay kesit birimleri arasında yatay kesit bağımlılığı yoktur” biçimindedir. Alternatif hipotez ise “yatay kesit birimler arasında yatay kesit bağımlılığı vardır” şeklindedir ve aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Tatoğlu, 2017:105):

$$H_0: \rho_{ij} = 0 \quad (4)$$

$$H_1: \rho_{ij} \neq 0 \quad (5)$$

Bu hipotezlerde yer alan  $\rho_{ij}$ , i. ve j. yatay kesit biriminin kalıntıları arasındaki korelasyon katsayısını temsil etmektedir.

Breusch & Pagan (1980) LM testi, görünürde ilişkisiz regresyon eşitliği bağlamında (seemingly unrelated regression equation) bu korelasyon katsayısını şu şekilde ifade etmektedir (Pesaran, 2004):

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (6)$$

Bu test, yatay kesit boyutunun (N) nispeten küçük, zaman boyutunun yeterince büyük olduğu (T>N) durumda geçerlidir. Ayrıca serbestlik derecesi ile asimptotik olarak ki-kare dağılımına sahiptir (Breusch & Pagan, 1980).

Pesaran (2004), hem yatay kesit boyutunun (N), hem de zaman boyutunun (T) büyük olduğu durumlar için, LM testinin ölçeklendirilmiş versiyonu (scaled version of olarak adlandırdığı alternatif bir test sunmaktadır:

1 Analizde yer alan OECD ülkeleri, Avustralya, Avusturya, Belçika, Şili, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İsrail, İtalya, Japonya, Kore, Meksika, Yeni Zelanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, İngiltere'dir. Çalışmaya verileri sağlıklı şekilde elde edilemeyen ve mobil telekomünikasyon piyasasında Aranan Öder (Receiving Party Pays) sistemini kullanan OECD ülkeleri daha güvenilir sonuçlar elde edilebilmesi için dahil edilmemiştir.



$$CD_{Scaled\ LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \quad (7)$$

$T \rightarrow \infty$  ve  $N \rightarrow \infty$  olduğu koşullarda bu test asimptotik olarak sıfır ortalama ve birim varyansa sahiptir:  $CD_{lm} \sim N(0, 1)$ . Fakat bu testte, yatay kesit boyutunun büyük ve zaman boyutunun (T) küçük olduğu durumlarda büyük olasılıkla önemli ölçüde boyut sapması (size distortions) ortaya çıkacaktır (Pesaran, 2004;2008).

Pesaran (2004), ayrıca Breusch & Pagan (1980) LM testinin yatay kesit boyutunun (N) büyük, zaman boyutunun (T) küçük olduğu durumda yeni bir teste duyulan ihtiyacı vurgulamış ve aşağıdaki test istatistiğini önermiştir:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (8)$$

(8) no'lu eşitlikte önerilen test, panelde bireysel regresyonlardan elde edilen olağan en küçük kareler (OLS) kalıntılarının ikili korelasyon katsayılarının ortalamasıdır (Pesaran, 2004).

Son olarak Pesaran vd., (2008), Breusch & Pagan (1980) LM testinin eksikliklerini gidermeye yönelik alternatif bir test ortaya koymaktadır. “Düzeltilmiş LM testi (bias-adjusted LM test)” adı verilen bu yaklaşımda her yatay kesit birimi,  $i$ , için  $u_{it}$ ’ler sıfır ortalama ve  $0 < \sigma_i^2 < \infty$  olmak üzere serisel olarak bağımsızdır ve  $H_0: u_{it} = \sigma_i \varepsilon_{it}$ , tüm  $i$  ve  $t$ ’ler için  $\varepsilon_{it} \sim IIDN(0, 1)$ ’dir. Ayrıca  $x_{it}$ ’ler katı eksojen olmak üzere tüm  $i$  ve  $t$ ’ler için  $E(u_{it} | X_i) = 0$ ’dir. Bu varsayımlar altında “Düzeltilmiş LM testi (bias-adjusted LM test)” aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{V_{Tij}} \quad (9)$$

(9) no'lu testte  $T \rightarrow \infty$  ve  $N \rightarrow \infty$  iken,  $LM_{adj} \rightarrow_d N(0, 1)$ ’dir. Bu test diğer bir ifade ile yatay kesit boyutu ile zaman boyutunun büyük olduğu durumlar için Breusch & Pagan (1980) LM testinin uyarlanmış biçimidir.

Panel veri analizinde eşbütünleşme testleri ve tahmin yöntemleri eğim parametrelerinin homojen veya heterojen olması durumuna bağlı olarak seçilmektedir. Bu çalışmada Swamy testinin standartlaştırılmış versiyonu olarak Pesaran & Yamagata (2008) tarafından önerilen homojenlik testlerine yer verilmiştir.

Sabit etkiler ve heterojen eğimin geçerli olduğu bir panel veri modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N \quad , \quad t = 1, \dots, T \quad (10)$$

(10) no'lu eşitlikte  $x_{it}$ , katı biçimde eksojen bağımlı değişkenlerin  $k \times 1$  vektörüdür.  $\beta_i$  ise eğim katsayılarının  $k \times 1$  vektörüdür.  $\|\beta_i\| < K$  olmak üzere (10) no'lu denklem aşağıdaki gibi yazılabilir:



$$y_i = \alpha_i \tau_T + X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (11)$$

(11) no'lu eşitlikte  $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$ ,  $\tau_T$ ,  $T \times 1$  vektörlerinden biri,  $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})'$ ,  $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT})'$ dir. Bu çerçevede hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$H_0: \beta_i = \beta \quad (12)$$

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

Pesaran & Yamagata (2008) eğim parametrelerinin homojenliğini iki farklı test versiyonu ile test etmektedir. Birinci versiyonunda,  $\hat{\Delta}$ , Swamy test istatistiğinden faydalanmakta ve aşağıdaki gibi ifade etmektedir:

$$\hat{\Delta} \sqrt{N} \frac{N^{-1} \hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \quad (14)$$

İkinci test,  $\tilde{\Delta}$ , bireysel yatay kesit birimleri için regresyon standart hatalarının OLS tahmincisinden ziyade havuzlanmış sabit etkiler tahmincisi ile hesaplandığı Swamy istatistiğinin değiştirilmiş bir biçimine dayalıdır ve aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (15)$$

#### 4.2.2. Panel Birim Kök Testi

Panel veri analizinde kullanılan serilerde yatay kesit bağımlılığının varlığı birim kök testlerinin seçimini etkilemektedir. Birinci nesil birim kök testleri yatay kesit bağımlılığını dikkate almaz. Bu durumda yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testleri tercih edilir.

Pesaran (2007) tarafından geliştirilen birim kök testi literatürde sıklıkla başvurulan ikinci nesil testlerden biridir. Bu test için Pesaran (2007), standart ADF regresyonunun, bireysel serilerin gecikmeli düzeylerinin ve birinci farklarının yatay kesit ortalamaları ile artırılmış bir alternatifini geliştirmektedir ve bu alternatifi “yatay kesitsel olarak artırılmış Dickey-Fuller” testi (CADF) olarak adlandırılmaktadır. CADF istatistiğinin basit ortalaması ise yatay kesitsel olarak artırılmış IPS (CIPS) testidir (Pesaran, 2007:267).

Pesaran (2007:268) basit dinamik lineer heterojen panel veri modelinden yararlanmaktadır:

$$Y_{it} = (1 - \phi_i) \mu_i + \phi_i Y_{i,t-1} + u_{it} \quad (16)$$

(16) no'lu denklemde  $i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$  olmak üzere  $Y_{it}$  t döneminde i. yatay kesit birimi gözlemi ve  $u_{it}$  hata terimidir.  $u_{it}$ , tek bir faktör yapısına sahip olmak üzere,

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

(17) no'lu eşitlikte  $f_t$ , gözlemlenmeyen ortak etki  $\varepsilon_{it}$  ve bireysel spesifik hatadır. (16) ve (17) no'lu eşitlik aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

(18) no'lu eşitlikte  $\alpha_i = (1 - \phi_i) \mu_i$ ,  $\beta_i = -(1 - \phi_i)$  ve  $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{i,t-1}$ 'dir. Serilerin durağanlığını sınamak üzere kullanılacak hipotezler bu doğrultuda aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ (tüm } i\text{'ler için)} \quad (19)$$

$$H_i: \beta_i < 0, i = 1, 2 \dots N_1, \beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \quad (20)$$

Pesaran (2007) ayrıca  $N1/N$ 'nin sıfırdan farklı olduğunu ve  $N \rightarrow \infty$  iken,  $\delta$  gibi sabit değer alma eğiliminde olduğunu ileri sürmektedir.  $0 < \delta \leq 1$ . Im vd., (2003) panel birim kök testinin bir versiyonu olarak, CIPS istatistiği ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$CIPS(N, T) = t - bar = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (21)$$

#### 4.2.3. Eşbütünlüşme Testleri

Yatay kesit birimleri arasında korelasyon olup olmama durumu birim kök testlerinde olduğu gibi eşbütünlüşme testlerinin de seçimini etkilemektedir. Birinci nesil eşbütünlüşme testlerinin yatay kesit bağımlılığı durumunda güvenilir sonuçlar vermeyeceği kabul edilir. Bu nedenle yatay kesit birimleri arasında korelasyon varsa ikinci nesil eşbütünlüşme testleri tercih edilmelidir.

Westerlund (2008) tarafından geliştirilen Durbin-Hausman testi yatay kesit bağımlılığına ve eğimin heterojenliğine izin veren ikinci nesil testlerden biridir. Fisher etkisini test eden Westerlund (2008) analizinde bağımlı değişken nominal faiz oranının durağan olmadığını ancak bağımsız bir değişken olarak enflasyon oranının ise durağan olmasına izin verilebileceğinden bahsetmektedir. Dolayısıyla bağımlı değişkenin durağan olmaması yani I(1) olması gerekmektedir. Bağımsız değişken(ler) ise I(0) veya I(1) olabilmektedir.

Westerlund (2008), panel istatistiği,  $DH_p$  ve grup ortalama istatistiği,  $DH_g$  biçiminde iki farklı test ortaya koymaktadır. Panel istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$DH_p = \hat{S}_N (\tilde{\phi} - \hat{\phi})^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{it-1}^2 \quad (22)$$

(22) no'lu eşitlikte görülen istatistik, temel hipotez ve alternatif hipotez altında otoregresif parametre için ortak bir değer olduğunu varsaymaktadır:  $H_0: \phi_i = 1$  (tüm i'ler için) ve  $H_1^r: \phi_i = \phi$  ve  $\phi < 1$  (tüm i'ler için). Grup ortalama istatistiği ise aksine otoregresif parametre için ortak bir değer varsayımı yapmaz ve dolayısı ile boş hipotezin reddedilmesi tüm panel için eşbütünleşmenin olduğu anlamına gelmez:  $H_0: \phi_i = 1$  (tüm i'ler için) ve  $H_1: \phi_i < 1$  (en azından bazı i'ler için) ve (20) no'lu eşitlikteki gibi elde edilir:

$$DH_g = \sum_{i=1}^N \hat{S}_i (\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (23)$$

#### 4.2.4. Panel Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Panel eşbütünleşme testleri ile değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmişse, sonraki aşama bu değişkenler arasında kısa ve uzun dönem parametrelerinin tahminidir. Bu tahmin için kullanılacak tahmincinin seçiminde önemli bazı hususların altının çizilmesi gerekir. Birincisi, zaman boyutunun uzun olması, eğim katsayısının yatay kesit birimleri için farklı olma olasılığını arttırmaktadır. Geleneksel yöntemlerin (sabit etkiler, rassal etkiler vb.) seçimi, eğim parametrelerinin tüm yatay kesit birimleri için aynı olduğunu varsaymak anlamına gelir. Çünkü bu tahminçiler bireysel grupları havuzlamaya ve yalnızca sabit terimlerin farklılaşmasına izin vermektedir. Diğer tüm katsayılar ve hata varyansları gruplar arasında aynıdır (Pesaran vd., 1999). Zaman boyutunun uzun olması ayrıca durağan olmama sorununu da olası hale getirir. İkinci önemli konu yatay kesit bağımlılığıdır. Eğer yatay kesit birimleri arasında korelasyon varsa seçilen tahmincinin yatay kesit bağımlılığına dirençli bir tahminci olması gerekir.

Panel zaman serileri analizinde ortalama grup tahmincisi (mean group estimator-MG) (Pesaran & Smith, 1995; Pesaran vd., 1997) ve havuzlanmış ortalama grup tahmincisi (pooled mean group estimator-PMG) (Pesaran vd., 1997) gibi birinci nesil tahminçiler heterojenliğe izin vermesine rağmen, yatay kesit bağımlılığına dirençli tahminçiler değildir.

İkinci nesil tahminçilerden, “Genişletilmiş, Ortalama Grup ” tahmincisi (AMG) (Eberhardt & Bond, 2009; Eberhardt & Teal, 2010) mevzubahis kısıtları ortadan kaldırmaktadır. Heterojenlik, değişkenlerin durağan olmaması ve yatay kesit bağımlılığının standart panel tahminçilerinde ciddi sapmalara neden olduğunu ve çeşitli tanılayıcı testlerin bu iddiayı doğruladığını ileri süren Eberhardt & Bond (2009), iki aşamalı bir yöntem olan AMG tahmincisini önermektedir.

Eberhardt & Bond (2009) tarafından önerilen model aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = \beta_i' x_{it} + u_{it} \quad u_{it} = \alpha_i + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta_{mi}' g_{mt} + \rho_{1mi} f_{1mt} + \dots + \rho_{nmi} f_{nmt} + v_{mit} \quad (25)$$

$$m = 1, \dots, k \text{ ve } f_{mt} \subset f_t$$

$$f_t = \varphi' f_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ve } g_t = K' g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

$i = 1, \dots, N$  ve  $t = 1, \dots, T$  olmak üzere  $x_{it}$  gözlemlenebilir eşdeğişkenler (covariate) vektörüdür.  $\alpha_i$ , gruba özgü sabit etkilerin bileşimi,  $f_t$ , ortak faktörler seti ve  $\lambda_i$  yatay kesit birimlerine özgü faktör yükleridir. (26) no'lu eşitlikte  $f_t$  ve  $g_t$  gözlemlenemeyen ortak faktörlerdir. Bu eşitlikte sırasıyla bu faktörler ile yatay kesit birimlerine özgü faktör yüklerinin doğrusal fonksiyonu olarak modellenen  $k$  tane gözlemlenebilir regresör eklenmiştir. Dolayısıyla bu model gözlemlenebilir ve gözlemlenemeyen faktörlerde yatay kesit bağımlılığını ortaya koymaktadır.

AMG tahmincisi kullanılarak yapılan tahminler iki aşamada gerçekleşmektedir (Eberhardt & Bond, 2009). Birinci aşama aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= b' \Delta x_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + e_{it} \\ &\Rightarrow \hat{c}_t \equiv \hat{\mu}_t \end{aligned} \quad (27)$$

(27) no'lu eşitlikte gösterilen birinci aşamada model, değişkenlerin birinci farkları alınarak tahmin edilmektedir. Nedeni, durağan olmayan değişkenler ve gözlemlenemeyen faktörlerin, değişkenlerin düzeydeki değerleri ile yapılan regresyon modelinde sapmalı sonuçlar ortaya koyduğu düşüncesidir. Böylelikle  $\hat{\mu}_t$  ile gösterilen zaman kuklası katsayıları elde edilir. İkinci aşamada tahmin edilen model ise aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + b_i' x_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t + e_{it} \\ \hat{b}_{AMG} &= N^{-1} \sum_i \hat{b}_i \end{aligned} \quad (28)$$

(28) no'lu denklemde gösterilen bu aşamada zaman kuklası değişkeni her bir yatay kesit birimine ait regresyona dahil edilmektedir. Ayrıca doğrusal bir trend terimi de regresyonda yer alır. AMG tahminleri bireysel ülke tahminlerinin ortalaması olarak elde edilir.

## 5. Analiz Sonuçları

Bu çalışmada ilk aşama ampirik analizde kullanılan değişkenler ile eşbütünlüşme denkleminde yatay kesit bağımlılığının araştırılmasıdır. Ardından eğim parametrelerinin yatay kesit birimlerine göre homojen veya heterojen olma durumu analiz edilmektedir. Bu testlerin sonuçlarına göre ikinci aşamada ilgili değişkenler arasındaki eş bütünlüşme düzeyi ve bunlar arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı test edilmektedir.

### 5.1. Yatay Kesit Bağımlılığı, Homojenlik ve Eşbütünlüşme

Modelde kullanılan değişkenler ve eşbütünlüşme denkleminde yatay kesit bağımlılığı sonuçları Tablo 1'de yer almaktadır. Bu tabloda Breusch & Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) scaled LM testi, Pesaran (2004) CD testi ve Pesaran vd., (2008) tarafından önerilen "düzeltilmiş LM testi (bias-adjusted LM test)" sonuçları görülmektedir.

**Tablo 1: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları**

Testler	AOK	DBG	KGSYH	NU	Eşbütünleşme Denklemleri
	Test İst.	Test İst.	Test İst.	Test İst.	Test İst.
<b>Breusch-Pagan LM</b>	390.265 (0.000)	363.144 (0.000)	1537.358 (0.000)	1425.068 (0.000)	902.066 (0.000)
<b>Pesaran (2004) CD LM</b>	7.410 (0.000)	6.148 (0.000)	60.777 (0.000)	55.553 (0.000)	31.221 (0.000)
<b>Pesaran (2004) CD</b>	-2.328 (0.010)	-2.899 (0.002)	2.444 (0.007)	2.625 (0.004)	7.857 (0.000)
<b>Düzeltilmiş LM (bias-adjusted LM)</b>	12.668 (0.000)	1.778 (0.038)	4.283 (0.000)	3.522 (0.000)	39.777 (0.000)

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

Bu test sonuçlarına göre “yatay kesit birimleri arasında korelasyon yoktur” biçimindeki temel hipotez hem ayrı ayrı değişkenler için hem de eşbütünleşme modeli için reddedilmektedir. Yatay kesit birimleri arasında korelasyon olması durumunda birinci nesil panel birim kök testlerinin güvenilir sonuçlar ortaya koymayacağı kabulü nedeniyle bu sonuçlar doğrultusunda ikinci nesil testlere başvurmak daha doğru olacaktır.

**Tablo 2: Homojenlik Testi Sonuçları**

Testler	Test İstatistiği
$\tilde{\Delta}$	34.485 (0.000)***
$\tilde{\Delta}_{adj}$	36.301 (0.000)***

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

Pesaran & Yamagata (2008) tarafından önerilen ve eğim parametrelerinin yatay kesit birimlerine göre homojen veya heterojen olması durumunu test eden homojenlik testi sonuçları Tablo 2’de yer almaktadır. Tabloda yer alan her iki test sonucuna göre de, “eğim parametreleri homojendir” biçimindeki hipotezi reddedilmektedir. Diğer bir deyişle eğim parametreleri yatay kesit birimlerine göre farklılaşmaktadır yani heterojendir.

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

Düzye	Sabit			Sabit ve Trend		
	Test İst.	Gecikme Uzunluğu	Kritik Değer (%1)	Test İst.	Gecikme Uzunluğu	Kritik Değer (%1)
AOK	-1.247	2	-2.300	-1.402	2	-2.780
DBG	-1.648	2	-2.300	-1.695	2	-2.780
KGSYH	-1.367	2	-2.300	-2.244	2	-2.780
NU	-1.124	2	-2.300	-1.271	2	-2.780
<b>Birinci Fark</b>						
AOK	-3.053***	2	-2.300	-3.709***	2	-2.780
DBG	-2.781***	2	-2.300	-3.099***	2	-2.780
KGSYH	-2.999***	2	-2.300	-3.109***	2	-2.780
NU	-3.526***	2	-2.300	-4.443***	2	-2.780

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

Serilerde yatay kesit birimleri arasında korelasyon tespit edildiği için, bu serilerin durağanlığının sınanmasında yatay kesit bağımlılığına izin veren Pesaran (2007) birim kök testi kullanılmıştır ve sonuçlar Tablo 3’de verilmiştir. Birim kök testi hem sabitli model hem de sabit ve trendli model olarak iki farklı biçimde yapılmıştır. % 1 anlamlılık düzeyinde sabitli model için kritik değer -2.300 ve sabitli ve trendli model için -2.780’dir. Elde edilen sonuçlara göre hem sabitli hem de trendli modelde seriler düzeyde durağan değildir. Bu nedenle serilerin birinci farklarının durağanlığı araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre tüm serilerin birinci farkları durağandır.

**Tablo 4: Eşbütünleşme Test Sonuçları**

Test İstatistiği	t İstatistiği	p Değeri
<b>Durbin-H Grup İstatistiği</b>	-2.626***	0.004
<b>Durbin-H Panel İstatistiği</b>	-1.981**	0.024

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

Analizde kullanılan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı bu çalışmada Durbin-Hausman eşbütünleşme testi (Westerlund, 2008) ile araştırılmıştır. Bu test yatay kesit bağımlılığına ve parametre heterojenliğine dirençli bir tahmincidir. Ayrıca bağımsız değişkenler farklı durağanlık düzeyine sahip olsa bile başvurulabilecek bir testtir. Westerlund (2008) temel hipotezin sınanmasına yönelik grup istatistiği ( $DH_g$ ) ve panel istatistiği ( $DH_p$ ) biçiminde iki farklı istatistik sunmaktadır. Tablo 4’te bu testlerin sonuçları görülmektedir. Hem grup hem de panel istatistiği temel hipotezin reddedilmesine olanak sağlayan sonuçlar ortaya koymaktadır. Diğer bir deyişle değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır.

## 5.2. Panel Eşbütünleşme Katsayıları Tahmin Sonuçları

Tablo 5’de AMG tahmincisiyle elde edilen panel eşbütünleşme tahmin sonuçları görülmektedir. Fiyatı temsilen kullanılan dakika başına gelirin (DBG) ve geliri temsilen kullanılan kişi başına GSYH’nın (KGSYH) katsayıları teorik beklentilere uygun ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Talebin fiyat esnekliğini gösteren katsayı -0,533 olarak hesaplanmıştır. Bu fiyattaki %1’lik bir değişim mobil görüşme talebini ters yönde % 0,533 değiştireceği anlamına gelmektedir. Fiyat esnekliği 1’den küçük hesaplandığından mobil iletişim talebi incelenen ülkeler için ilgili dönemde inelastik talep olarak nitelendirilebilir. Bu sonuç Hausman & Ros (2012) ve Growitsch vd., (2010) çalışmalarında bulunan -0,47 ve -0,60 sonuçlarına benzerdir. Tahmin sonuçlarında talebin gelir esnekliği 0,364 olarak elde edilmiştir. Yani gelirdeki %1’lik bir artış mobil konuşma talebini %0,36 artıracaktır. Talebin gelir esnekliği pozitif olarak hesaplandığı ve 1’den küçük olduğu için abonelerin ilgili ülkelerde incelenen dönem itibari ile mobil iletişimi normal ve zorunlu bir mal olarak değerlendirdiği söylenebilir.

**Tablo 5: Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmincisiyle Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Standart Hata	Z Değeri	p Değeri
<b>DBG</b>	-0.533855	0.056832	-9.39	0.000
<b>KGSYH</b>	0.364900	0.067189	5.43	0.000
<b>NU</b>	-0.345199	1.831377	-0.19	0.850
<b>_CONS</b>	-1.075753	3.075341	-0.35	0.726

Not: Bağımlı değişken: Abonelerin aylık ortalama kullanımı (MoU). \*\*\*,\*\*,\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılıkları gösterir.

Daha öncede ifade edildiği gibi AMG tahmincisi heterojenliğe izin vererek her bir ülkenin farklı talep yapısının ortaya konmasına olanak sağlamaktadır. Tablo 6, ilgili modelin ilgili ülkeler için ayrı ayrı tahmin sonuçlarını göstermektedir. Sonuçlar, talebin fiyat esnekliğini gösteren katsayının tüm ülkeler için beklendiği gibi negatif (-) ve üç ülke dışında (Japonya, Kore ve Norveç) istatistiksel olarak anlamlı olduğuna işaret etmektedir.

Talebin gelir esnekliğine gösteren KGSYH değişkeninin katsayısı ise İtalya ve Kore hariç olmak üzere 20 ülke için teorik beklentilerle uyumlu bir biçimde pozitif olarak tahmin edilmiştir. Bu 20 ülke için hesaplanan katsayı Yeni Zelanda, Norveç ve İsviçre dışındaki tüm ülkeler için istatistiksel olarak anlamlıdır.



**Tablo 6: Geniřletilmiř Ortalama Grup (AMG) Tahmincisiyle Tahmin Sonuları**

lke	DBG	KGSYH	NU
Avusturalya	-0.433334***	0.37004***	1.75228***
Avusturya	-0.419509***	0.62577***	-8.91072***
Belika	-0.737087***	0.27226***	-5.97529***
řili	-0.810769***	0.81300***	-4.31304***
Danimarka	-0.519432***	0.38168***	0.16530
Finlandiya	-1.036661***	1.07335***	-20.3563***
Fransa	-0.429048***	0.32513***	-2.79223***
Almanya	-0.550300***	0.33023***	-0.80700
Yunanistan	-0.452088***	0.18580*	1.48626
İsrail	-0.442400***	0.37803***	-0.38911
İtalya	-0.536636***	-0.08210	0.15189
Japonya	-0.035398	0.15527**	30.93761***
Kore	-0.019299	-0.03842	1.659719**
Meksika	-0.807514***	0.61904***	-1.56833**
Yeni Zelanda	-0.592751***	0.31615	-0.78186
Norve	-0.078846	0.10959	3.57616***
Portekiz	-0.340642***	0.10928**	-1.33432
İspanya	-0.481261***	0.57652***	-1.63886***
İsve	-0.893084***	0.85376***	0.02133
İsvire	-0.625004***	0.08373	0.69873
Trkiye	-0.734502***	0.39755***	2.54254*
İngiltere	-0.769257***	0.05436***	-1.71913**

Not: Bağımlı deęiřken: Abonelerin aylık ortalama kullanımı (MoU). \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılıkları gsterir.

lkeler iin ayrı ayrı elde edilen sonular daha nce ilgili lke zelinde yapılan alıřmalarla karřılařtırılabilir. rneęin, Yeni Zelanda iin talebin fiyat esneklięi -0,592 olarak hesaplanmıřtır. Bu sonu Danaher'in (2002) alıřmasında ortaya koyduęu aralıkta yer almaktadır. İngiltere iin talebin fiyat esneklięi -0,769 olarak elde edilmiřtir. Bu sonu İngiltere (UK) Rekabet Komisyonu'nun yayınladıęı raporda (2003) DotEcon tarafından hesaplanan mobil konuřma talebinin fiyat esneklięine olduka yakındır. Dewenter & Haucap (2007) alıřmalarında Avusturya piyasası iin -0,56 olarak hesapladıkları fiyat esneklięi bu alıřmada -0,429 olarak hesaplanmıřtır. Son olarak bu alıřmada Trkiye iin fiyat esneklięi -0,734 olarak hesaplanmıřtır. Elde edilen bu sonular Haucap vd., (2010) ve Kar (2018) alıřmalarında elde edilen sonularla olduka yakındır.

Tablo 6'daki sonuçlar ülkeler için ayrı ayrı hesaplanan esneklik katsayılarının ülkeden ülkeye oldukça farklılaştığını göstermektedir. Örneğin fiyat esnekliği Portekiz için -0,34, Avusturya için -0,41 ve Fransa için -0,42 olarak hesaplanırken Finlandiya için -1,03, İsveç için -0,89 ve Şili için -0,81 olarak hesaplanmıştır. Bu farklılıklar Ahn & Lee'nin (1999) mobil hizmete olan talebin o ülkeye özgü faktörlere bağlı olarak şekillendiği savına işaret etmektedir. Finlandiya'da talebin fiyat ve gelir esnekliğinin birden büyük çıkması ülkede mobil iletişim talebinin esnek olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca ülkelere özgü sonuçlar genel sonuçlarla kıyaslandığında Almanya, Danimarka ve Yeni Zelanda'nın hem fiyat hem de gelir esnekliği katsayıları OECD ülkeleri için hesaplanan genel sonuçlara en yakın ülkeler olarak değerlendirilebilir. Finlandiya, Şili ve İsveç ise genel sonuçlardan en çok farklılık gösteren ülkeler olarak dikkat çekmektedir.

## **6. Sonuç**

Hızla büyüyen mobil telekomünikasyon piyasaları girişimcilere önemli fırsatlar sunarken, rekabetçi piyasa arayışındaki otoriteleri sert müdahaleler yapmak zorunda bırakmaktadır. Fırsatların değerlendirilmesi ve piyasa başarısızlıklarının çözülebilmesi piyasanın talep yapısının doğru analiz edilerek tüketici davranışlarının öngörülebilmesini gerektirmektedir. Bundan dolayı mobil telekomünikasyon piyasasının üç aktöründen biri olan tüketicilerin talep esneklikleri piyasanın diğer iki aktörü olan operatörler ve düzenleyici otoritelerin strateji ve politikaları için hayati bir yere sahiptir. Bu bağlamda bu çalışmada mobil telekomünikasyon piyasalarındaki talep yapısı OECD ülkeleri için incelenmiş ve uzun dönem talep esneklikleri ortaya konmuştur. 22 OECD ülkesinin 2005-2015 dönemine ait çeyrek yıllık panel verileri kullanılarak heterojenliğe izin veren AMG tahmincisi yardımı ile uzun dönem talep esneklikleri tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre ilgili ülke gurubu için uzun dönemde talebin fiyat esnekliği -0,53 ve gelir esnekliği 0,36'dır. Yani söz konusu ülkelerde ilgili dönem için mobil iletişim talebinin fiyat esnekliği talep kanuna uygun olarak negatif ve mutlak değeri 1'den küçük olduğundan inelastik olarak tahmin edilmiştir. Gelir esnekliği katsayısı ise mobil iletişimin normal ve zorunlu bir mal olduğunu gösterecek şekilde pozitif ve 1'den küçük olarak elde edilmiştir.

AMG tahmincisi heterojenliğe izin vererek ülkeler arasındaki farklılıklarında analiz edilebilmesine olanak sağladığından tek tek ülkeler için de talep esneklikleri tahmin edilmiştir. Ünelere ait sonuçlarda talep esnekliklerinin ülkeler arasında farklılaştığı gözlenmiştir. Örneğin Finlandiya, Şili ve İsveç için hesaplanan talep esnekliklerinin OECD ortalamasından oldukça farklılaştığı ve Almanya, Danimarka ve Yeni Zelanda'nın OECD ortalamasına en yakın ülkeler olduğu söylenebilir. Ele alınan ülkeler için tek tek hesaplanan gelir esnekliği katsayılarına dikkat edildiğinde fiyat esnekliğine kıyasla dalgalanmanın daha fazla olduğu ve ülkelerin gruplandırılmasının güç olduğu görülmektedir.

Literatürde mobil piyasaların başlangıç dönemlerini analiz eden çalışmalarda talebin fiyat ve gelir esnekliği, genellikle mobil iletişim talebinin esnek ve lüks bir mal olduğuna işaret etmektedir. Ancak mobil iletişim piyasalarının gelişme ve doymuş dönemlerini analiz eden bu çalışmanın sonuçlarına göre mobil iletişimin inelastik ve zorunlu bir mal haline geldiği söylenebilir. Mobil iletişim talebinin esnek olmaması ve zorunlu bir mala evrilmesi, bu piyasanın rekabetçi yapıdan uzak olması ile birlikte değerlendirildiğinde operatörlerin fiyatları

rekabetçi seviyeden yüksek belirlemelerine olanak sağlamaktadır. Bu noktada düzenleyici otoritelerin tüketiciyi korumaya yönelik politikalar geliştirmesi gerektiğine vurgu yapılabilir. Bu çalışma, incelenen ülkelerin farklı kurumsal özelliklerine bağlı olarak daha homojen bir biçimde gruplandırılıp, bu guruplar için elde edilecek tahminler karşılaştırılarak geliştirilmesi mümkün olabilir.

## Kaynakça

- Afridi, S.A., Farooq, S.U., Ullah, M.I., & Rahmani, R. (2010). The analysis of cellular services and estimating fixed to mobile price elasticities: A case study of United Kingdom. *European Journal of Scientific Research*, 40(3), 428-440.
- 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.
- 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.
- Danaher, P. (2002). Optimal pricing of new subscription services: Analysis of a market experiment. *Marketing Science*, 21(2), 119-138.
- Dewenter, R., & J. Haucap (December, 2004). Demand elasticities for mobile telecommunications in Austria. *University of the Federal Armed Forces Hamburg Discussion Paper*, 33.
- Eberhart M., & Bond, S.R. (2009). Cross-sectional dependence in non-stationary panel models: A novel estimator. *Nordic Econometric Meetings*, Sweden.
- Eberhart, M., & Teal F. (2010). *Productivity analysis in the global manufacturing production*. Department of Economics, University of Oxford.
- Garbacz, C., & Thompson, H.G. (2007). Demand for telecommunication services in developing countries. *Telecommunications Policy*, 31, 276-289.
- Growitsch, C., Marcus, J. S., & Wernick, C. (2010). The effects of lower termination rates (mtrs) on retail price and demand. *Communications & Strategies*, 80(4), 119-140.
- Haucap, J., Heimeshoff, U., & Karacuka, M. (2010). Competition in the Turkish mobile telecommunications market: Price elasticities and network substitution. *Discussion Paper*, 12.
- Hausman, J. (1999). Cellular telephone, new products, and the CPI. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(2), American Statistical Association, 188-194.
- Hausman, J. A., & A. J. Ros (June 2012). Correcting the OECD's erroneous assessment of telecommunications competition in Mexico. *CPI Antitrust Chronicle, Competition Policy International*.
- Hausman, J. A., & J. G. Sidak (2007). Evaluating market power using competitive benchmark prices rather than the hirschman-herfindahl index. *Antitrust Law Journal*, 74(2), 387-407.
- Ida, T., & Kuroda, T. (2009). Discrete choice model analysis of mobile telephone service demand in Japan. *Empirical Economics*, 36(1), Springer, 65-80.
- Kathuria, R., Uppal, R., & Mamta, (2009). An econometric analysis of the impact of mobile phones. *Policy Paper Series Vodafone Public Policy Series*, 9.
- Latimaha, R., & Bahari, Z. (2016). Elasticity of demand for cellular phone network access in Malaysia. *Journal of Ekonomi Malaysia*, 50(2), 125-132.

- Lee, D.H., & Lee, D.H. (2006). Estimating consumer surplus in the mobile telecommunications market: The case of Korea. *Telecommunications Policy*, 30, 605-621.
- Madden, G., Grant C.N., & B. Dalzell (2004). A dynamic model of mobile telephony subscription incorporating a network effect. *Telecommunications Policy*, 28(2), 133-144.
- Madden, G., & Neal, G.C. (2004). Economic determinants of global mobile telephony growth. *Information and Economics Policy*, 16, 519-534.
- 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. (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, 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., Shin, Y., & Smith, R.P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Pesaran, M. H., & Smith, R.P. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
- 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.
- Tatoğlu, F.Y. (2017). *Panel zaman serileri analizi*. İstanbul: Beta Yayınları.
- Taylor, L.D. (1994). *Telecommunications demand in theory and practice*. Dordrecht, Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- UK Competition Commission. (2003). *Vodafone, o2, orange and t-mobile: reports 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.
- Vogelsang, I. (2010). The relationship between mobile and fixedline communications: A survey. *Information Economics and Policy*, 22, 4-17.
- Ward, M. R., & G. A. Woroch (2009). The effect of prices on fixed and mobile telephone penetration: Using price subsidies as natural experiments. *Information Economics and Policy*, 22(1).
- Waverman, L., Meschi, M., & Fuss (2005). The impact of telecoms on economic growth in developing countries, *The Policy Paper Series Vodofone Public Policy Series*, 2.
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-223.