

Seçilmiş AB Ülkeleri için Gelir-Tüketim İlişkisi: Panel Veri Yaklaşımı

Relationship Between Income and Expenditure for Selected EU Countries: A Panel Data Approach

Mehmet ÖZMEN¹

Mehmet ÖKSÜZKAYA²

ÖZET

Ekonometri ve iktisat bilimlerinin en önemli araştırma konularından biri olan gelir ile tüketim arasındaki ilişki hemen hemen her dönem güncelliğini korumuş ve birçok çalışmaya konu olmuştur. Bu alanda yapılan ilk çalışmalar bir Alman istatistikçi olan Ernst Engel 'in 19 yüzyıldaki çalışmaları dayanmaktadır. Günümüze kadar gelir ile tüketimi arasındaki ilişkiyi açıklamak için başta Keynes'in mutlak gelir hipotezi olmak üzere birçok tüketim teorisi geliştirilmiştir. Bu çalışmada, 1996 - 2010 yılları arasında, seçilmiş Avrupa Birliği ülkelerinden oluşan panel veri seti kullanılarak, gelir ile tüketim arasındaki ilişki tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bu çalışmada, kullanılan panel birim kök testleri ayrıntılı bir biçimde anlatılmıştır.

Anahtar kelimeler: Gelir Tüketim, Panel Birim Kök

ABSTRACT

The relationship between income and consumption is one of the most popular subjects of econometrics and economics science that protects its popularity and became study to many subjects. The first studies in this subject is based on the German statistician Ernst Engel's nineteenth century studies. So far to clarify the relationship between income and consumption was improved firstly Keynes's absolute income theory, and many other consumption theories. In this study, the relation between income and consumption was tried to be estimated by using panel data set that consists of chosen EU countries between 1996-2010. Panel unit root and panel co-integration tests are explained comprehensively in this study.

Keywords: Income Consumption, Panel Unit Root

¹ Doç.Dr., Çukurova Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, mozmen@cu.edu.tr

² Araş.Gör., Kırıkkale Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü

1. Giriş

Bireyler, hane halkları, firmalar, sektör ve ülkeler gibi farklı birimlere ait olan yatay kesit verileri ile, günlük, aylık ve yıllık gibi farklı dönemlere ait zaman serisi verilerin bir araya getirilmesi ile panel veri seti oluşturulur (Tatoğlu, 2012a: 2). Bu serilere örnek olarak Avrupa Birliğine üye ülkelerin 1979-2009 yılları arasındaki büyüme oranları, Asya Pasifik Ekonomik İşbirliği Teşkilatına üye ülkelerin 1990-2007 arasındaki nüfus artış oranları örnek olarak verilebilir.

Günümüzde panel veri setleri ve panel veri analizine olan ilgi gün geçtikçe artmakta olup hem gelişmiş ülkelerde hem de gelişmekte olan ülkelerde yaygın olarak kullanılmaktadır. Panel veri konusunda en önemli iki örnek Amerika Birleşik Devletlerinin (ABD) Michigan Üniversitesi Sosyal Araştırmalar Enstitüsü tarafından toplanan Gelir Dinamikleri Panel Veri Çalışması (PSID = Panel Study of Income Dynamics) diğeri Bureau of Labour Statistic'in sponsorluğundaki toplanan İşgücü Piyasaları Deneyimlerinin Ulusal Uzunlamasına Araştırmaları (NLS = National Longitudinal Surveys of Labor Market Experience) (Hsiao, 2003: 1). Michigan Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü (PSID) tarafından yaklaşık olarak 6000'den aile ve 15000'den bireyden oluşturulan temsili bir örneklemden yıllık ekonomik bilgilerin toplanmasına 1968 yılında başlanmış olup günümüzde de devam etmektedir (Hsiao, 2007: 2).

Bu yukarıda ifade ettiğimiz mikro paneller dışında kullanılan iki büyük makro panel kaynakları şunlardır. Makro panellere örnek olarak ticari verilerin yönü ve uluslararası finansal istatistiklerin bulunduğu Uluslararası Para Fonu'nun (IMF = International Monetary Fund) yer alan makro panel veri setleridir (Baltagi, 2005: 3). İkinci büyük makro panel veri kaynağı ise, Dünya Bankası'nın uluslararası kaynaklardan derlediği Dünya Gelişim Göstergeleridir. Bize küresel kalkınmada en doğru ve en güncel verileri, ulusal ve bölgesel bazda tahminleri sunmaktadır (Worldbank, 2012).

Panel veri kullanmanın avantajları şu şekilde sıralanabilir:

- Birim heterojenlik kontrolü (Baltagi, 2005: 4-5)
- Panel veri daha karmaşık insan davranışlarının modellenmesine olanak sağlaması
- Model parametrelerinin daha doğru tahmini (Hsiao, 2005: 146)
- Modele dahil edilmeyen değişkenlerin kontrolü
- Dinamik ilişkilerin ortaya çıkarılması (Hsiao, 2005: 147)
- Durağan olmayan serilerin analizi (Hsiao, 2005: 148)

Panel veri kullanmanın dezavantajları ise şu şekilde sıralanabilir:

- Ölçüm hatalarındaki çarpıtmalar
- Tasarım ve toplama sorunları
- Seçicilik problemleri (seçim yanlılığı, yanıtlamama, aşınma) (Baltagi, 2005: 7-8)

2. Panel Veri Regresyon Modellerinin Tahmini

Panel kelimesi esasen Flemenkçe'den gelmekte olup dikdörtgen şeklindeki tahta anlamına gelmektedir (Kunst, 2011: 1). Ekonomik araştırmalar yapılırken çeşitli veri türlerinden yararlanılmaktadır. Her bir veri türü ancak o veri türüne uygun modeller kullanılarak analiz edilmektedir. Örneğin zaman serisi verileri farklı, yatay kesit verileri ile farklı analizler yapılmaktadır (Pazarlıoğlu ve Gürler, 2007: 3).

Her gözlemin her zaman dönemi boyunca gözlemişse ' dengeli' panel bazı birimler için bazı zaman dönemleri eksikse 'dengesiz' panel olarak adlandırılmaktadır (Dougherty, 2006: 409). Doğrusal panel veri modeli (1.1) numaralı denklemdeki şekilde ifade edilmektedir.

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.1)$$

$$i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T$$

Bu modelde N yatay kesit birimlerini, T ise zamanı ifade etmektedir (Pazarlıoğlu ve Gürler, 2007: 3). Burada Y değişkeni açıklanan değişken, X ise açıklayıcı değişken (K) adettir (Tüzüntürk, 2007: 3). Ayrıca hata teriminin ortalaması sıfır varyansının ise sabit olduğu kabul edilmektedir. Yani $E(\varepsilon_{it}) = 0$ ve $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon}^2$

Bu modelde tahmin edilmesi gereken parametre sayısı gözlem sayısından fazla olduğu görülmektedir. Bu durumda modelin tahmin edilebilmesi mümkün değildir (Tüzüntürk, 2007: 3). Bu durumda modeli tahmin edebilmek için bazı varsayımlara ihtiyaç duyulmaktadır. Bu varsayımlar modelin sabit terimine, eğim katsayısına ve hata terimi üzerinde olmaktadır. Bu varsayımlarla ilgili olarak beş farklı modeli tahmin edilebilmektedir (Özer ve Biçerli, 2003: 71). Bunlar:

1) Hem sabit katsayıların hem eğim katsayıları zamana ve birimlere göre sabit olduğu ama değişimlerin hata terimi üzerinden yansıtıldığı modeller:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (1.2)$$

2) Eğim katsayısının sabit olduğu ve sabit katsayısının birimlere göre değiştiği modeller,

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (1.3)$$

3) Eğim katsayısının sabit olduğu ve sabit katsayısının zamana göre değiştiği modeller,

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (1.4)$$

4) Tüm katsayıların (hem eğim hem de sabit katsayının) birimlere göre değişken zamana göre sabit olan modeller

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (1.5)$$

5) Tüm katsayıların (Sabit katsayının ile eğim katsayısının), hem bireylere hem de zamana göre değiştiği modeller (Gujarati, 2004, s. 640; Tatoğlu F. , 2012a, s. 38)

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (1.6)$$

2.1 Sabit Etkiler Modeli

Panel veri analizinde kullanılan iki temel modelden birisi Sabit Etkiler Modeli (Fixed Effect Model= FEM) diğeri ise Tesadüfi Etkiler Modeli (Random Effect Model = REM). Eğim katsayılarının sabit olduğu varsayılan Sabit Etkiler Modelinde bireyler, hane halkları, firmalar gibi birimler arasındaki farklılıkların sabit terimdeki farklılıklar yardımıyla temsil edilebileceğini varsayılmaktadır. Bu modelde sabit etki gruba özgü sabit terim olarak kullanılır. Burada sabit etki ile kastedilen birimler (bireylerin, hane halklarının, firmaların v.b) göre değişebileceği ama zamana göre değişmeyeceğini yani sabit kalacağını ifade etmektedir (Greene, 2003: 285)

Sabit Etkiler Modeli birimlerin kendi aralarındaki farklılıkların sabit terimdeki farklılıklar yardımıyla yakalanabileceğini varsaymaktadır. Bu amaçla panel veri modelimizi En Küçük Kareler Kukla Değişken Modeli (Least Square Dummy Variable = LSDV) olarak adlandırılan yöntemi ile tahmin edilmektedir. (1.1) numaralı panel veri modeli ele alındığında

$$\beta_{0it} = \beta_{0i} \quad \beta_{1it} = \beta_1 \quad \beta_{2it} = \beta_2 \quad \beta_{kit} = \beta_k \quad (1.7)$$

şeklinde olduğunu varsaymaktadır. Burada dikkat edilecek olursak sadece sabit parametreler değişmektedir. Sabit terimin zaman çerçevesi bakımından değişmediğini buna karşın yatay kesit çerçevesi bakımından farklılıklar olduğu görülmektedir. Yani zaman boyutu sabit tarafından korunmasına karşın bireyler arasındaki davranışların farklılıklar gösterdiğini ifade etmektedir. (1.1) numaralı panel veri modeli yeniden alındığında;

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}X_{1it} + \beta_{2i}X_{2it} + \dots + \beta_{ki}X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.8)$$

şeklinde yazılır. Bu modeli β_{0i} ifadesine göre yeniden yazılırsa;

$$Y_{it} = \beta_{01}D_{1i} + \beta_{02}D_{2i} + \dots + \beta_{0N}D_{Ni} + \beta_{2i}X_{2it} + \dots + \beta_{ki}X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.9)$$

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^N \beta_{0j} D_{ji} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.10)$$

$$D_{1i} = \begin{pmatrix} 1, & i = 1 \\ 0, & \text{diğer durumlar} \end{pmatrix}, \dots, D_{1N} = \begin{pmatrix} 1, & i = N \\ 0, & \text{diğer durumlar} \end{pmatrix}$$

Pazarlıoğlu ve Gürler, 2007: 4)

Bu modelde N tane yatay kesit birimi ve K tane açıklayıcı değişken vardır. Burada dikkat edilmesi gereken sabit etkiler modeline birim etkileri dahil ederken gölge

değişkeni tuzağına düşmemek için birim sayısından (N-1) adet gölge değişken kullanılmalı veya N sayıda gölge değişken kullanılacaksa modele sabit terim alınmamalıdır (Tatoğlu, 2012a: 81).

2.2 Tesadüfi Etkiler Modeli

Sabit etkili model bize gözlenemeyen bireysel etkileri ile açıklayıcı değişkenler arasında ilişki olmasına izin vermektedir. Bu durumda sabit etkiler modelinde birimler arasındaki farklılıklar regresyon modelimizde parametrik değişimler tamamen doğru bir şekilde modellenmektedir. Eğer bireysel etkiler modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerle sıkı bir biçimde ilişkili değilse, bu durumda birimlere özgü sabit terimlerin; birimlere göre tesadüfi olarak dağıldığı varsayan tesadüfi etkiler modelinin kullanılması daha uygun olmaktadır (Greene, 2003: 293).

Birimlerin ya da birimler ile zamana göre meydana gelen farklılıkları, tesadüfi etkili modelde hata teriminin bir parçası olarak kabul edilmektedir. Buradaki temel amaç sabit etkili modellerde rastlanılan serbestlik derecesini büyük ölçüde azaltılmak istenmesidir. Bunun nedeni tesadüfi etkiler modelinin mühim olan, birimlere ya da birime ve zamana özgü katsayıların bulunması değil, birimlere ya da birime ve zamana özgü hat bileşenlerinin bulunmasıdır. Buna ek olarak tesadüfi etkiler modeli, hem örneklemdaki birimler ve zamana göre meydana gelen farklılıkları hem de örneklem dışındaki etkileri de dikkate almaktadır (Pazarlıoğlu ve Güler, 2007: 5).

2.3 Hausman testi

Birim yada birim ve zaman farklılıklarını temsil eden katsayıların yani tesadüfi etkiler modelinin hata terimi bileşenlerinin modeldeki açıklayıcı değişkenlerden ilişkisiz olduğu hipotezin geçerliliğini, Hausman tarafından önerilen test istatistiği ile incelenebilmektedir (Pazarlıoğlu & Güler, 2007, s. 5). Hausman test istatistiği bize tesadüfi etkiler modelinin yoksa sabit etkiler modelinde hangisini tercih etmemiz gerektiği konusunda yardımcı olur. Hausman testinin hipotezleri aşağıda verilen şekilde kurulmaktadır.

H_0 = Tesadüfi etkiler mevcuttur.

H_1 = Tesadüfi etkiler mevcut değildir. (Çakır ve Küçükkaplan, 2012: 78-79)

Hausman Test istatistiği k serbestlik dereceli ki-kare dağılımı göstermektedir (Pazarlıoğlu ve Güler, 2007: 5). Test istatistiğinin değeri kritik değeri olan p değerimizden küçük olduğu durumda H_0 hipotezi reddedilemez. Bu durumda Tesadüfi Etkiler Modeli kullanılır. Eğer Test istatistiğinin değeri kritik değeri olan p değerinden büyük ise bu durumda H_0 hipotezi reddedilir. Bu durumda Sabit Etkiler Modeli kullanılır (Çakır ve Küçükkaplan, 2012: 78-79).

3. PANEL VERİLERDE BİRİM KÖK TESTLERİ

3.1 Durağanlık Kavramı:

Bir zaman serisinin istatistiksel analizi yapılmadan önce, analizi yapılacak serinin durağan (stationary) ya da durağan olmama (nonstationary) durumunun incelenmesi gerekmektedir. Ekonomik modellerde değişkenler arasında anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için analizi yapılan zaman serilerinin durağan olması gerekmektedir (Tarı, 2010: 374).

Değişkenlere ait durağan olmayan zaman serilerine ekonomik analizler uygulandığında elde edilen ilişki gerçek bir ilişkiden ziyade sahte regresyon (spurious regression) şeklinde ortaya çıkabilmektedir (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 199; Tarı, Ekonometri, 2010, s. 374). Diğer bir ifadeyle serinin durağanlığının olmadığı durumlarda geleneksel sınama süreçleri olan t ve F testleri ile R^2 değerleri yanıltıcı olabilmektedir. Bu sebeplerden ötürü analiz edilecek serinin ilk önce durağanın test edilmesi gerekmektedir (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 199; Gujarati, 1999, s. 707).

Stokastik bir süreçte sahip zaman serisinin durağan olması için aşağıda verilen üç koşulu sağlamalıdır.

- $E(Y_t) = \mu$ sabit ortalama
- $Var(Y_t) = \sigma_y^2 = \gamma_0$ sabit varyans
- $Cov(\gamma_t, \gamma_{t+k}) = \gamma_k$ bütün t'ler için sabit ve $k \neq 0$ olmak üzere

Bir zaman serisinin durağan olabilmesi için ortalaması varyansı ve kovaryansının incelenen zaman süresince değişmemesi gerekmektedir. Bir zaman serisinin ortalaması varyansı ve kovaryansı incelenen zaman süresinde değişmemesi zayıf durağanlık olarak tanımlanmakta olup kovaryans durağanlık veya ikinci dereceden durağanlık olarak da ifade edilebilmektedir (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, s. 59; Yılmaz, 2005, s. 69).

3.2. Birim Kök Kavramı

Bir zaman serisinin birim kök sahip olması, o serinin durağan olmadığı anlamına gelmektedir. Durağan olan seriler yani birim köke sahip olmayan serilere uygulanan şoklar etkisi geçici olmaktadır. Diğer bir ifadeyle durağan seriye uygulanan şoklar serinin kısa dönemdeki ortalamadan sapma olsa bile uzun dönemde seri yine kendi ortalaması etrafında salınacaktır. Ama durağan olmayan yani birim köke uygulanan şokların etkisi kalıcı olmaktadır. Yani seriye uygulanan şoklar neticesinde seri bir daha kendi ortalaması dönememektirler (Tarı, 2010: 374).

Bir zaman serisinde durağanlığı sağlamak için seriyi logaritması alınabilir veya serini farkları alınarak durağan hale getirilebilir. Örneğin bir zaman serisinde bir kere farkı alınarak durağan hale geliyorsa seri birinci dereceden bütünleşiktir veya birinci dereceden eşbütünleşiktir deyip bunu I(1) şeklinde gösterilir. Aynı şekilde d defa farkı

alınarak durağan hale geliyorsa aynı şekilde d'inci dereceden bütünlüktür veya d'inci dereceden eşbütünlüktür denip I(d) ile gösterilir (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, s. 313; Gujarati, 1999, s. 719).

3.3. Durağan Olmayan Paneller

Son yıllarda hem ülkelerin hem de sanayi kuruluşlarının panel veri kullanımına ilgisinin artmasıyla birlikte, panel veri ekonometrisinin yoğunlaştığı büyük N (ülke sayısı) ve küçük T (zaman serisinin uzunluğu) olan asimptotik mikro panellerden büyük N ve büyük T olan asimptotik makro panellere doğru kaymıştır (Baltagi, 2005, s. 237; P.Smith, 2001, s. 2). Makro panellerde zaman serilerinin uzunluğu olan (T) sonsuza kadar gitmesine izin verilmesi durumunda iki farklı fikir akımı ortaya çıkmıştır. Bu fikirlerden ilki heterojen regresyon modeli ile elde edilen regresyon parametrelerinin homojenliğini reddederler. Buna örnek olarak Pesaran ve Zhao çalışmaları örnek olarak verilebilir. Bu literatürde her bir ülkenin regresyonlarının ayrı ayrı bulunabilmesi kritik olarak T değerinin büyük olmasına bağlıdır (Baltagi, 2005: 237).

Diğer fikir akımındaki ise zaman serisi prosedürlerini panel verileri üzerine uygulamış olup durağan olmama, sahte regresyonlar ve kointegrasyon konusunda endişe etmektedirler. (Baltagi, 2005: 237). Buna örnek olarak Uluslararası Para Fonunun kendi sayfasında yayınladığı ülkelerin gayri safi yurtiçi hasılası veya ülkelerin satın alma gücü paritesi gibi değişkenlere sahip zaman serilerinin güçlü bir şekilde durağan olmadığı görülür. Bu durum büyük N ve büyük T değerlerinden oluşan panellerin karakteristiği gereği durağan olmadığı anlamına gelmektedir (Phillips ve Moon, 2000: 264).

3.4. Panel Birim Kök Testleri

Panel birim kök testleri alanında çalışmalar yapan bilim adamlarının oluşturdukları testler birinci kuşak ve ikinci kuşak testler olmak üzere iki gruba ayrılmaktadır. Birinci kuşak testler, birimler arasında bağıntı yani korelasyon olmadığı varsayımına dayanmaktadır. Ayrıca H_0 hipotezini gereğinden daha güçlü bir şekilde reddederler.

Birinci kuşak testlerine; Levin, Lin ve Chu (2002), Harris ve Tzavalis(1999), Breitung (2000), Hadri (2000), Im, Pesaran ve Shin (IPS,2003), Fisher ADF (Maddala ve Wu,1999), Fisher Phillips ve Perron (Choi,2001) ,Levin ve Lin(1992) testleri örnek olarak verilebilir. İkinci kuşak testlerin özelliği ise, birimler arasında bağıntı yani korelasyon olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bu testlere; Pesaran (2004), Bai ve Ng (2004), Phillips ve Sul (2003), Moon ve Perron (2004) örnek olarak verilebilir (Tatoğlu, 2012b: 199).

3.4.1. Levin, Lin ve Chu (LLC) Panel Birim Kök Testi

Levin, Lin ve Chu (2002) Panel Birim Kök Testide, paneldeki bütün bireylerin birinci dereceden kısmi otokorelasyonlu olduğunu ancak modelin tüm diğer deterministik bileşenleri (yüksek dereceden otoregresif dinamikleri, hata teriminin varyansı gibi,)

yatay kesit boyutunun bireyler arasında değişkenliğine izin verildiğini varsaymaktadır (Herwartz ve Siedenburg; 2007: 9). Levin, Lin ve Chu Panel Birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır:

- Levin, Lin ve Chu testi ancak dengeli panellere uygulanabilmektedir (Tatoğlu, 2012b: 202).
 - Levin, Lin ve Chu testi yatay kesit boyutu olan (N) 10 ile 250 birim, zaman boyutu (T) 25 ile 250 birim olan orta büyüklükteki panel veriler için bu birim kök testinin kullanılması önerilmektedir
- Levin, Lin ve Chu testi asimptotik olarak $\sqrt{N_T}/T \rightarrow 0$ yaklaşması gerekir.

Burada N_T yatay kesit birimlerin sayısı olan (N) temsil edip, zaman boyutu olan (T)'nin keyfi monoton artan bir fonksiyonudur. Bu panel veri seti daha çok mikro ekonomik panel veri setleri için daha uygundur. Bunun nedeni ise zaman boyutu olan T yatay kesit boyutu olan N daha yavaş olarak artmasına izin vermektedir (Baltagi, 2005: 241).

Testin karar hipotezleri aşağıdaki şekilde yazılabilir

- H_0 : Seride genel bir birim kök vardır.
 H_1 : Seride genel bir birim kök yoktur.

Bu hipotezin testi için sabitsiz, sabitli (birim etkiler) ve sabitli-trendli olmak üzere üç farklı model oluşturulmuştur.

$$\text{Model 1: } \Delta Y_{it} = \rho Y_{it-1} + \mu_{it}$$

$$\text{Model 2: } \Delta Y_{it} = \alpha_{0i} + \rho Y_{it-1} + \mu_{it}$$

$$\text{Model 3: } \Delta Y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \rho Y_{it-1} + \mu_{it} \quad (\text{Zengin ve Kurt, 2007: 4}).$$

Model 1 ile homojen paneli; Model 2 ile birim etkileri son olarak Model 3 ile birim etkileri ve trendleri içermektedir. (3.1) numaralı temel denklemi aşağıda verilen şekilde yazılır; (Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 200)

$$\Delta Y_{it} = \rho Y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta Y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \mu_{it} \quad (3.1)$$

burada hata terimi (μ_{it}) birimler boyunca bağımsız olup her birim için bir ARMA süreci izlemektedir.

$$\mu_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} v_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.2) \quad (\text{Tatoğlu, 2012b:200})$$

3.4.2. Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testi

Harris ve Tzavalis (1999) birim kök testi sıfır hipotezi altında grupların tahmin edicilerinin yanlışlık düzeltilmesine dayanır. Hata terimi $v_{it} \sim iid(N, \sigma_v^2)$ olmak üzere y_{i1} ile v_{it} arasında korelasyon olmadığı varsayılır (Bond vd., 2002: 12).

Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır:

- Harris ve Tzavalis (1999) birim kök testini uygulanabilmesi için Levin, Lin ve Chu panel birim kök testinde olduğu gibi panel veri seri setinin de dengeli olması gerekir (Tatoğlu, 2012b: 204).
- Harris ve Tzavalis (1999) çalışmalarından zaman boyutu olan (T)'nin yatay kesit boyutu olan (N)'den daha hızlı bir şekilde sonsuza gitme eğilimi olduğunu göstermektedir. Bu durumda özellikle zaman boyutu (T) küçük olan mikro panellerle uygulandığı zaman testin gücü önemli ölçüde azalmaktadır. (Baltagi, 2005: 242).
- Harris ve Tzavalis testi otoregresif katsayısı olan ρ 'nin heterojen olmasına izin vermemektedir (Christopoulos ve Tsionas, 2004: 64).

3.4.3. Breitung Panel Birim Kök Testi

Levin, Lin ve Chu testi ile Im, Pesaran ve Shin (IPS) panel birim kök testleri panel verinin yatay kesit birimlerinin sayısı olan N'nin sonsuza giderken ($N/T \rightarrow 0$) gitmesi gerektiğini ifade etmektedir. Yani birim sayısı olan N'nin görece olarak panel verini zaman boyutu olan T'den yeterince küçük olması gerektiğini söylemektedir. N küçük olduğu veya görece olarak T'den büyük olduğu durumda Levin, Lin ve Chu panel birim kök testi ve Im, Pesaran ve Shin panel birim kök testlerinin nominal boyutta olmayabileceği anlamına gelmektedir (Baltagi, 2005: 243). Breitung Panel Birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır:

- Breitung panel birim kök testi, LLC ile Harris ve Tzavalis panel birim kök testlerinde olduğu gibi ancak dengeli panellere uygulanmaktadır (Tatoğlu, 2012b: 206).
- Breitung (2000) çalışmalarına LLC ve IPS panel birim kök testlerine birim etkiler ve trend dahil edildiğinde testlerin gücü dramatik bir biçimde azalmaktadır (Baltagi, 2005: 243). Bundan birlikte Breitung (2000) önerdiği test istatistiği yanlışlık düzelmesine gerek yoktur. Ayrıca Breitung (2000) yaptığı Monte Carlo deneyleri sonucunda küçük örneklerdeki (N:20, T:30) LLC ve IPS panel birim kök testlerinden daha güçlü olduğunu göstermiştir (Baltagi, 2005, s. 243; Tatoğlu F. Y., 2012b, s. 207).
- Breitung ve Das (2005) testin heterojenlik durumunda da kullanılabilmesini, çünkü test bütün birimlerin aynı otoregresif katsayıya sahip olması temeli üzerine olmasına rağmen, her bir birimin kendi otoregresif parametreye sahip olmasına izin vermektedir (Tatoğlu, 2012b: 237).

Breitung (2000) LLC ve IPS test istatistiklerine karşı yanlış düzeltme faktörleri gerektirmeyen bir havuzlandırılmış (pooled) panel birim kök testi geliştirmiştir (Hlouskova ve Wagner, 2005: 8). Bunu uygun bir değişken dönüştürme işlemi yaparak elde etmiştir. Verilerin dönüşümü;

$$y_{it}^* = s_t \left(\Delta z_{it} - \frac{1}{T-t} (\Delta z_{it+1} + \dots + \Delta z_{iT}) \right) \quad (3.3)$$

$$x_{it}^* = z_{it-1} - z_{i0} - \frac{t-1}{T} (z_{iT} - z_{i0}) \quad (3.4)$$

Y_{it}^* ile X_{it}^* birbirlerinin ortoganalleri olmak üzere Breitung tarafından önerilen havuzlandırılmış (pooled) tahmin edicisi (3.5) numaralı eşitlik

$$\rho^* = 1 + \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^{T-1} \sigma_i^{-2} y_{it}^* x_{it}^*}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^{T-1} \sigma_i^{-2} x_{it}^*} \quad (3.5)$$

tarafından tam olarak ortalanır ve yanlılık düzeltmesine ihtiyaç yoktur (Moon vd., 2005: 18).

3.4.4. Hadri Panel Birim Kök Testi

Birinci nesil panel birim kök testlerinin aksine, Hadri (2000) tarafından önerilen sıfır hipotezi durağanlık üzerine dayanır. Bu durağanlık testi, Kwiatkowski ve diğerleri tarafından geliştirilen ve zaman serilerine uygulanan testin bir uzantısıdır (Hurlin ve Mignon, 2006: 7). Hadri Panel Birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır: (Gómez ve Tamarit, 2011: 39)

- Hadri Panel Birim Kök testinin uygulanabilmesi için panel verinin güçlü bir biçimde dengede olması gerekmektedir (Gómez ve Tamarit, 2011: 39).
- Hadri Panel Birim Kök testinde kalıntıların normal dağıldığı varsayılmaktadır (Hurlin ve Mignon, 2006: 7).

Hadri (2000) kalıntı temelli Lagrange çarpanı testini alternatif panel birim kök testlerine karşı sıfır hipotezini 'birim kök olmadığı' şeklinde türetmiştir. Ayrıca Hadri (2000) sabit etkili ile sabit etkili ve trendli olmak üzere aşağıda verilen iki farklı modeli ele almaktadır (Baltagi, 2005: 246).

$$\begin{aligned} \text{Model 1: } y_{it} &= r_{it} + \varepsilon_{it} && \text{(sabit etkili ve trendsiz)} \\ \text{Model 2: } y_{it} &= r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it} && \text{(sabit etkili ve trendli)} \end{aligned}$$

Burada r_{it} , rassal yürüyüşe uymaktadır.

$$r_{it} = r_{it-1} + \mu_{it} \quad \text{ve} \quad \mu_{it} \sim (0, \sigma_\mu^2) \quad (3.6)$$

μ_{it} ve ε_{it} karşılıklı olarak bağımsız normal dağılıma sahiptirler (Giulietti vd, 2006: 1-2). y_{it} , Model 1 etrafında deterministik düzeyde, Model 2 etrafında deterministik trend durağan olduğunu ve $\varepsilon_{it} \sim i.i.d$ olduğunu varsayalım. Bu durumda Model 1 ve Model 2 yeniden yazılırsa;

$$y_{it} = r_{i0} + e_{it} \quad (3.7)$$

$$y_{it} = r_{i0} + \beta_i t + e_{it} \quad (3.8)$$

$$\text{Burada; } e_{it} = \sum_{j=1}^t \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.9)$$

şeklinde elde edilmekte olup r_{i0} heterojen sabitinin başlangıç değeridir. Burada önemli olan nokta; $\sigma_\mu^2 = 0$ ise $e_{it} \equiv \varepsilon_{it}$ durağan olduğunu yani r_{it} bir sabit olduğu anlamına gelmektedir. Bununla birlikte $\sigma_\mu^2 \neq 0$ ise yani e_{it} durağan olmadığı yani r_{it} rassal bir yürüyüşe sahip olduğu anlamına gelmektedir (Hurlin ve Mignon, 2006: 7).

3.4.5 Im, Pesaran ve Shin Panel Birim Kök Testi

Levin, Lin ve Chu panel birim kök testi yatay kesit birimlerinin otoregresif katsayısının homojen olması sınırlaması bulunurken Im, Pesaran ve Shin panel birim kök testi katsayıların heterojen olmasına izin vermektedir (Gül & Kamacı, 2012, s. 85; Baltagi, 2005, s. 242). Im, Pesaran ve Shin Panel birim Kök Testinin karakteristik özellikleri aşağıda verilen şekilde sıralanmaktadır:

- IPS panel birim kök testi her bir yatay kesit birimi için ayrı ayrı β katsayılarının hesaplanmasına olanak verir.
- Diğer panel birim kök testleri farklı olarak dengeli olmayan panel verilerinde de uygulanabilmektedir.
- Yatay kesit birimleri için hesaplanan ADF testlerinde farklı gecikme değerlerine olanak sağlamaktadır (Aslan ve Kula, 2008: 5).

IPS testi, yatay kesit birimleri arasında farklı seri özellikleri ile hata terimi μ_{it} serisi ile ilişkili ise bu durumda ortalama Arttırılmış Dickey Fuller (ADF) testini kullanmamızı önermektedir (Baltagi ve Kao, 2000: 11). IPS testinin sıfır hipotezinde tüm serilerin durağan olmadığı yani paneldeki bütün serilerin tümünün birim kök içerdiği anlamına gelmektedir. Alternatif hipotez ise bazı birimlerin (i'lerin) birim kök içermesine izin vermektedir.

$H_0: \rho_i = 0$ panel birim kök vardır.

$H_a: \begin{cases} \rho_i < 0 & i=1,2,3,\dots,N_1 \\ \rho_i = 0 & i=N_1+1, N_2, \dots, N \end{cases}$ (Baltagi, 2005: 242)

Im, Pesaran ve Shin t-bar istatistiği, bireysel ADF istatistiklerin ortalamasıdır.

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho i} \quad (3.10)$$

Burada; $t_{\rho i}$ bireysel t-istatistiğini ifade etmektedir.

$$t_{\rho i} \Rightarrow \frac{\int_0^1 w_{iz} dw_{iz}}{\left(\int_0^1 w_{iz}^2\right)^{1/2}} = t_{iT} \quad (3.11)$$

Test istatistiği olarak hipotezleri sınamak için standart normal dağılımlı t değerlerinin yerine, her bir grup için hesaplanan t değerlerinin aritmetik ortalamasının alınmasıyla elde edilen \bar{t} istatistiğini değerleri kullanmaktadır (Gül & Kamacı, 2012, s. 85; Baltagi & Kao, 2000, s. 12)

UYGULAMA

Uygulamada 1996 - 2010 dönemleri için Avrupa Birliğine üye olan ülkelerin kişi başına gayri safi yurt içi hasılası büyüme oranları ile kişi başına hane halkı nihai tüketim harcamaları büyüme oranları arasındaki ilişkinin varlığı araştırılmıştır.

Çalışmada Avrupa Birliği üye olan 27 ülkeden yalnızca Estonya analize dahil edilmemiştir. Estonya'nın gerek Avrupa Birliğine üye ülkelere göre daha geç üye olması gerek gayri safi yurt içi hasılasının diğer Avrupa Birliğine üye ülkelere göre oldukça küçük olması sebeplerinden ötürü analize dahil edilmemiştir. Uygulamada kullanılacak panel veri seti yatay olarak 26 Avrupa Birliği ülkesini dikey olarak 14 yılı kapsayan 390 adet veriden oluşmaktadır. Uygulamada kullanılan veriler, Dünya Bankası'nın uluslararası kaynaklardan derlediği Dünya Gelişim Göstergelerinden alınmıştır. Çalışmada yıllık frekanstaki veriler kullanılmıştır. Değişken olarak ise, kişi başına gayri safi yurt içi hasılasının büyüme oranları yüzde cinsinden alınmıştır. Diğer bir değişken olarak ise, kişi başına hane halkı nihai tüketim harcamaları büyüme oranları yüzde cinsinden alınmıştır. Bundan sonra anlatımda kolaylık olması açısından birinci değişkenimize gelir ikinci değişkenimize ise tüketim olarak adlandırılacaktır.

Tablo 1. Gelir ve Tüketim Değişkenleri İçin Tanımlayıcı İstatistikler

	Kişi Başına Gayri Safi Yurt İçi Hasılası Büyüme Oranları	Kişi Başına Hane halkı Nihai Tüketim Harcamaları Büyüme Oranları
Ortalama	2.475737	2.619466
Medyan	2.815060	2.247396
Maksimum	12.84955	21.91554
Minimum	-17.54528	-23.70628
Standart Sapma	3.623752	3.956394
Çarpıklık	-1.036072	-0.439496
Sivrilik	6.891478	10.97115
Toplam	965.5373	1021.592
Hata Kareler Toplamı	5108.183	6089.039
Gözlemler	390	390

Tablo 1 incelendiğinde her iki değişkeninde ortalama değerlerinin birbirlerine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Değişkenlerin aralık değerlerine yani maksimum değeri ile minimum değeri arasındaki farka bakıldığında ise, gelir değişkeninin tüketim değişkenine göre aralık değerinin daha küçük olduğu görülmektedir. Diğer bir ifade ile, tüketim değişkeni gelir değişkenine göre daha geniş bir aralığa yayılmaktadır. Bununla birlikte, gelir ve tüketim değişkenlerinin standart sapmalarına bakıldığında tüketim değişkeninin gelir değişkenine göre daha büyük bir standart sapmaya sahip olduğu görülmektedir. Yani gelir değişkeni tüketim değişkenine göre verilerin merkeze daha yakın bir şekilde dağıldığı anlamına gelmektedir.

Bu çalışmamızda değişken olarak gelir ile tüketim oranları arasındaki ilişki varlığı araştırılacaktır. Bu kapsamda öncelikle kullanacağımız değişkenlerin durağan olup olmadığının kontrol edilmesi gerekmektedir. Çünkü değişkenlere ait serilerde trend

bulunması durumunda ilişki gerçek olmaktan ziyade daha çok 'sahte regresyon' olarak şeklinde ortaya çıkabilmektedir. Bu yüzden öncelikle değişkenlerin durağan olup olmadığını incelemek için panel birim kök testleri kullanılacaktır (Tarı; 2010: 374).

Tablo 2: Gelir Değişkeni Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Yöntem	İstatistik	Olasılık
Levin, Lin & Chu t	-5.71498	0.0000
Breitung t-istatistik	2.33062	0.9901
Im, Pesaran ve Shin W-istatistik	-3.73087	0.0001
ADF - Fisher ki-kare	105.644	0.0000
PP - Fisher ki-kare	121.690	0.0000
Hadri Z-istatistik	8.34621	0.0000

Tablo 2 gelir değişkeni için panel birim kök testlerinin sonuçlarını incelendiğinde, sıfır hipotezleri birim kök içeren yani durağan olmayan panel birim kök testlerinden Levin, Lin&Chu t*, Breitung t-stat, Im, Pesaran and Shin W-stat, ADF- Fisher Chi-square ve PP- Fisher Chi-square testlerine yüzde on anlamlılık düzeyinde bakıldığında, Breitung panel birim kök testi dışında tüm panel birim kök testlerinin sıfır hipotezini reddettiğini yani gelir değişkeninin durağan olduğunu göstermektedir. Sadece Breitung panel birim kök testi gelir için sıfır hipotezini reddedememektedir yani gelir değişkeninin durağan olmadığını ifade etmektedir. Sıfır hipotezi altında durağan olan Hadri panel birim kök testine göre yüzde on anlamlılık düzeyinde incelendiğinde gelir değişkeninin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Gelir değişkeni için yapılan panel birim kök testleri birlikte değerlendirildiğinde Hadri ve Breitung panel birim kök testleri dışında diğer bütün panel birim kök testlerinde gelir değişkeni durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 3. Tüketim Değişkeni İçin Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Yöntem	İstatistik	Olasılık
Levin, Lin & Chu t	-9.43404	0.0000
Breitung t-istatistik	2.37740	0.9913
Im, Pesaran ve Shin W-istatistik	-5.61303	0.0000
ADF - Fisher ki-kare	118.236	0.0000
PP - Fisher ki-kare	123.160	0.0000
Hadri Z-istatistik	10.1702	0.0000

Tüketim değişkenine uygulanan panel birim kök testlerinin sonuçları olan Tablo 3 incelendiğinde aşağıda verilen şu sonuçlara ulaşılmaktadır. Sıfır hipotezleri birim kök içeren yani durağan olmayan panel birim kök testlerinden Levin, Lin&Chu t*, Breitung t-stat, Im, Pesaran and Shin W-stat, ADF- Fisher Chi-square ve PP- Fisher Chi-square testlerine yüzde on anlamlılık düzeyinde bakıldığında Breitung panel birim kök testi dışında tüm panel birim kök testlerinin sıfır hipotezini reddettiğini yani tüketim değişkeninin durağan olduğunu göstermektedir. Sadece Breitung panel birim kök testi tüketim değişkeni için sıfır hipotezini reddetmemektedir yani tüketim değişkeninin durağan olmadığını ifade etmektedir. Sıfır hipotezi altında durağan olan Hadri panel

birim kök testine göre yüzde on anlamlık düzeyinde incelendiğinde tüketim değişkeninin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Tüketim değişkeni için yapılan panel birim kök testleri birlikte değerlendirildiğinde Hadri ve Breitung panel birim kök testleri dışında diğer bütün panel birim kök testlerinde tüketim değişkeninin durağan olduğunu göstermektedir.

Bu durumda panel veri analizinde kullanılan en sık kullanılan modelden birisi olan Sabit Etkiler Modeli (Fixed Effect Model) diğeri Tesadüfi Etkiler Modeli (Random Effect Model) tahmin sonuçları incelenerek hangi modelin veri seti için uygun olduğu araştırılacaktır.

Tablo 4. Gelir ve Tüketim Değişkenleri için Sabit Etkiler Modeli

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
GELİR	0.745851	0.030593	24.37947	0.0000
C	0.772934	0.100229	7.711667	0.0000
Tartılı İstatistik				
R-kare	0.718374	Bağımlı değişken ortalama		3.351969
Düzeltilmiş R-kare	0.698203	Bağımlı değişken standart sapma		4.262451
Açıklanan kareler toplam	2.326970	Hata kareler toplam		1965.569
F-istatistik	35.61325	Durbin-Watson istatistik		1.723445
Olasılık (F-istatistik)	0.000000			

Yukarıdaki tablo 4'de yatay kesit verileri ile ağırlıklandırılmış ve White Cross Section ile değişen varyans sorunu dikkate alacak biçimde sabit etkiler modeli tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları yüzde on anlam düzeyinde incelendiğinde gerek sabitin gerekse gelir değişkeninin istatistiki olarak oldukça anlamlı olduğu görülmektedir. Modelin determinasyon katsayısı yaklaşık yüzde yetmiş bir olarak bulunmuştur. Yani gelir değişkeni tüketimde meydana gelen değişimlerin yaklaşık yüzde yetmiş birini açıklamaktadır. Bu modelde gelirdeki bir birimlik değişime karşılık tüketimde 0.74 birimlik bir değişime neden olmaktadır.

Tablo 5. Gelir ve Tüketim Değişkenleri için Rassal Etkiler Modeli

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
GELİR	0.863770	0.025362	34.05743	0.0000
C	0.480998	0.201196	2.390692	0.0173
Tartılı İstatistik				
R-kare	0.629387	Bağımlı değişken ortalama		2.340999
Düzeltilmiş R-kare	0.628432	Bağımlı değişken standart sapma		3.897379
Açıklanan kareler toplam	2.375702	Hata kareler toplam		2189.856
F-istatistik	658.9141	Durbin-Watson istatistik		1.671807
Olasılık (F-istatistik)	0.000000			

Yukarıda tablo 5'de yatay kesit verileri ile ağırlıklandırılmış ve White Cross Section ile değişen varyans problemini göz önüne alan rassal (tesadüfi) etkiler modeli tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları yüzde on anlam düzeyinde incelendiğinde gerek sabitin gerekse gelir değişkeninin istatistiki olarak oldukça anlamlı olduğu görülmektedir. Modelin belirlilik katsayısı yaklaşık olarak yüzde 62 olarak bulunmuştur. Diğer bir ifade ile açıklayıcı değişken açıklanan değişken olan tüketimdeki değişimlerin yaklaşık yüzde altmış ikisini açıklamaktadır. Bu modelde gelirdeki bir birimlik değişime karşılık tüketimde 0.86 birimlik bir değişime neden olmaktadır.

Yapılan analiz sonuçlarına göre panel veri modelleri olan Sabit Etkiler Modeli ve Rassal Etkiler Modeli de verilerimiz oldukça uyumlu olduğu görülmektedir. Bu durumda Hausman test istatistiği tesadüfi etkiler mi yoksa sabit etkiler modelinden hangisinin tercih edilmesi gerektiği konusunda yardımcı olacaktır.

Tablo 6. Gelir ve Tüketim Değişkeni İçin Hausman Test Sonuçları

Test Özeti	Ki-kare. istatistik	ki-kare. d.f.	Olasılık
Yatay-kesit rastsal	6.258804	1	0.0124

Yatay kesit rastsal etkiler test karşılaştırmaları:

Değişken	Sabit	Rastsal	Var	Olasılık
GELİR	0.839266	0.863770	0.000096	0.0124

Yukarıdaki tablo 6 incelendiğinde sıfır hipotezi rassal etkiler şeklinde olan Hausman test istatistiğini yüzde onluk anlam düzeyinde incelendiğinde sıfır hipotezini güçlü bir biçimde reddetmektedir. Yani Hausman test istatistiği sabit etkiler modelini kullanmamız gerektiğini ifade etmektedir. Bu durumda verilerimiz için en uygun modelin sabit etkiler modeli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 7. Ülkeler Bazında Sabit Terim ve Gelir Değişkeninin Anlamlılığı

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
GELIR_?	0.745851	0.030593	24.37947	0.0000
AUSTURYA--C	-0.038778	0.368689	-0.105179	0.9163
BELÇİKA--C	0.147304	0.253696	0.580631	0.5618
BULGARİSTAN--C	1.809465	1.094002	1.653988	0.0990
KIBRIS--C	1.165965	0.483610	2.410959	0.0164
ÇEK				
CUMHURİYETİ--C	0.575136	0.538478	1.068076	0.2862
DANİMARKA--C	0.391625	0.387436	1.010812	0.3128
FİNLANDİYA--C	0.746657	0.387096	1.928868	0.0545
FRANSA--C	0.572441	0.223248	2.564148	0.0107
ALMANYA--C	-0.152471	0.398688	-0.382433	0.7024
YUNANİSTAN--C	0.575715	0.458041	1.256906	0.2096
MACARİSTAN--C	0.584802	0.697231	0.838749	0.4022
İRLANDA--C	0.858068	0.315237	2.721976	0.0068
İTALYA--C	0.410513	0.285521	1.437768	0.1514
LETONYA--C	1.953061	1.364752	1.431073	0.1533
LİTVANYA--C	1.889402	1.057208	1.787161	0.0747
LÜKSEMBURG--C	-0.874447	0.599839	-1.457803	0.1458
MALTA--C	1.266261	0.668593	1.893919	0.0590
HOLLANDA--C	0.040459	0.319442	0.126656	0.8993
POLANYA--C	1.086068	0.353680	3.070764	0.0023
PORTEKİZ--C	0.745868	0.148889	5.009563	0.0000
ROMANYA--C	3.159587	1.271567	2.484799	0.0134
SLOVAK				
CUMHURİYETİ--C	1.048169	0.598815	1.750407	0.0809
SLOVENYA--C	0.263322	0.538580	0.488918	0.6252
İSPANYA--C	0.461208	0.212410	2.171305	0.0306
İSVEÇ--C	0.548612	0.321122	1.708422	0.0884
BİRLEŞİK				
KRALLIK--C	0.862283	0.276959	3.113394	0.0020

	Tartılı İstatistik		
R-kare	0.718374	Bağımlı değişken ortalama	3.351969
Düzeltilmiş R-kare	0.698203	Bağımlı değişken standart sapma	4.262451
Açıklanan kareler toplam	2.326970	Hata kareler toplam	1965.569
F-istatistik	35.61325	Durbin-Watson istatistik	1.723445
Olasılık (F-istatistik)	0.000000		

Seçilmiş Avrupa Birliği ülkeleri için tahmin edilen sabit etkiler modelindeki sabit katsayının her bir ülke için ne değer aldığı ve bu alınan değerlerin istatistiki olarak anlamlı olup olmadığını göstermektedir. Yukarıdaki tablo incelendiğinde çoğunlukla sabit katsayının anlamlı olduğu görülmektedir. Ancak ülkeler özelinde bulunan katsayılar tek tek incelendiğinde bazı ülkelerin sabit terimin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Buna karşın Bulgaristan, Kıbrıs, Finlandiya, Fransa, İrlanda, Litvanya, Malta, Polonya, Portekiz, Romanya, Slovakya Cumhuriyeti, İspanya, İsveç ve Birleşik Krallık için yüzde on anlam düzeyinde incelendiğinde sabit terimin istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Avusturya, Belçika, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Almanya, Yunanistan, Macaristan, İtalya, Letonya, Lüksemburg, Hollanda ve Slovenya için yüzde on anlamlık düzeyinde incelendiğinde sabit katsayının istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Çalışmada zaman boyutu 1996 ve 2010 dönemlerini için yıllık frekansta Avrupa Birliğine üye olan 26 ülkeden oluşan panel veri seti kullanılmıştır. Bağımlı değişken olarak 'kişi başına hane halkı nihai tüketim harcamaları büyüme oranları', bağımsız değişken olarak 'kişi başına gayri safi yurt içi hasılası büyüme oranları' olarak belirlenmiştir. Çalışmada Avrupa Birliği ülkelerin genel anlamda tüketim davranışlarının incelenmesi amaçlanmıştır.

Çalışmada Avrupa Birliğine üye olan 26 ülkenin 14 yılı kapsayan 390 gözlem değerinden oluşmaktadır. Kullanılan panel veri setini Dünya Bankası'nın uluslararası kaynaklardan derlediği Dünya Gelişim Endekslerinden alınmıştır. Uygulamada kullanılan panel veriler yıllık sıklıkta alınmıştır. Bağımsız değişken olarak alınan gelir ile bağımlı değişken olarak alınan tüketim değişkenleri yüzde cinsinden ifade edilmiştir.

Uygulamada kullanılan değişkenlerin genel bir durumunu incelemek amacıyla öncelikli olarak gelir ve tüketim değişkenlerinin tanımlayıcı istatistikleri incelenmiştir. Değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri olan maksimum ve minimum değerleri incelenmiştir. Bunun sonucunda gelir ile tüketim değişkenlerinin ortalama değerlerinin birbirlerine oldukça yakın olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Maksimum ve minimum

değerleri arasındaki farkı ifade eden aralık değeri tüketim değişkeninin gelir değişkenine göre daha geniş bir aralığa yayıldığı görülmüştür.

Uygulamada gelir ile tüketim arasındaki ilişkiyi doğru bir şekilde tahmin edebilmek için değişkenlerin durağan olup olmadığı incelenmiştir. Bunun nedeni ise analizde kullanılan değişkenler durağan olmaması durumunda sadece trend içermesi nedeniyle gerçekte aralarında hiç bir ilişki olmamasına rağmen yapılan analizlerde sonucunda değişkenler arasında sahte bir ilişki ortaya çıkabilmektedir. Bu yüzden hem gelir değişkeni için hem de tüketim değişkeninin durağan olup olmadığı incelenmiştir.

Gelir değişkeninin durağan olup olmadığını test etmek amacıyla altı farklı birim kök testi uygulanmıştır. Uygulanan panel birim kök testlerinden dördü gelir değişkenini güçlü bir biçimde durağan olduğunu ifade etmektedir. Ancak diğer iki birim kök testi olan Breitung ve Hadri panel birim kök testleri gelir değişkeninin durağan olmadığını sonucuna ulaşılmıştır. Bu kapsamda gerek uygulanan panel birim kök testlerin çoğunluğunun durağan olması gerekse değişkenin yüzde cinsinden alınması nedeniyle gelir değişkeninin durağan olarak kabul edilmiştir.

Aynı şekilde bağımlı değişken olan tüketim değişkeninin durağan olup olmadığı incelenmiştir. Uygulanan panel birim kök testlerinden dördü tüketim değişkenini güçlü bir biçimde durağan olduğunu ifade etmektedir. Ancak diğer iki birim kök testi olan Breitung ve Hadri panel birim kök testleri tüketim değişkeninin durağan olmadığını sonucuna ulaşılmıştır. Bu kapsamda gerek uygulanan panel birim kök testlerin çoğunluğunun durağan olması gerekse değişkenin yüzde cinsinden alınması nedeniyle tüketim değişkeninin durağan olarak kabul edilmiştir. Genel bir çerçevede değerlendirildiğinde hem gelir değişkeninin hem de tüketim değişkeninin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Uygulamanın bir sonraki aşamasında panel veri analizlerinde kullanılan iki temel model olan sabit etkiler modelimi yoksa tesadüfi etkiler modelinin kullanılacağı incelenmiştir. Bu nedenle hem sabit etkiler hem de tesadüfi etkiler modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Gerek sabit etkiler modelinin katsayılarını istatistiki ve iktisadi olarak gerek tesadüfi etkiler modelinin katsayılarının istatistiki ve iktisadi olarak oldukça anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Ancak hangi panel veri modelinin gelir ve tüketim değişkenleri için daha uygun olduğunu anlamak için Hausman test istatistiğine başvurulmuştur. Sıfır hipotezi tesadüfi etkiler biçiminde olan Hausman test istatistiği yüzde on anlam düzeyinde incelendiğinde sıfır hipotezini güçlü bir biçimde reddedilmiştir. Diğer bir ifade ile Hausman test istatistiği göre gelir ve tüketim değişkenleri için en uygun olan modelin sabit etkiler modeli olduğunu ortaya koymuştur.

Çalışmanın son aşamasında ise sabit etkiler modeli ile tahmin edilen seçilmiş Avrupa Birliği ülkeleri için sabit katsayının her biri için ayrı ayrı tahminleri elde edilmiştir. Yapılan incelemenin sonucunda kimi ülkeler için sabit katsayının ülkeden ülkeye değiştiği ve bazı ülkeler için pozitif değerler alırken bazı ülkeler için negatif değerler şeklinde bulunmuştur. Ülkeler bakımından katsayılar tek tek incelendiğinde her bir ülkenin sabit katsayısının anlamlı olmadığı görülmektedir. Bulgaristan, Kıbrıs,

Finlandiya, Fransa, İrlanda, Litvanya, Malta, Polonya, Portekiz, Romanya, Slovakya Cumhuriyeti, İspanya, İsveç ve Birleşik Krallık için yüzde on anlamlılık düzeyinde incelendiğinde sabit katsayının istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Avusturya, Belçika, Çek Cumhuriyeti Danimarka, Almanya, Yunanistan, Macaristan, İtalya, Letonya, Lüksemburg, Hollanda ve Slovenya için yüzde on anlamlılık düzeyinde incelendiğinde sabit katsayının istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bu kapsamda değerlendirildiğinde her bir ülke için sabit katsayının değiştiği yani birbirinden farklı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

KAYNAKÇA

- Aslan, A., & Kula, F. (2008). Türkiye imalat Sanayinde Fiyat-Maliyet Marjları: Dönemler ve Sektörler İtibariyle Karşılaştırmalı Bir Analiz. 2. *Ulusal ktisat Kongresi* (s. 1-15). İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometrics Analysis of Panel Data*. West Sussex, England: John Wiley & Sons Ltd.
- Baltagi, B. H., & Kao, C. (2000, Haziran 7). *Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey*. Ocak 25, 2013 tarihinde <http://www.bilkent.edu.tr/~tyigit/gradmetr/survey.pdf> adresinden alındı
- Bond, S., Nauges, C., & Windmeijer, F. (2002, Ocak). *Unit Roots and Identification in Autoregressive Panel Data models: A Comparison of Alternative Tests*. Ocak 15, 2013 tarihinde [ftp://www.cemfi.es/pdf/papers/wshop/nauges.pdf](http://www.cemfi.es/pdf/papers/wshop/nauges.pdf) adresinden alındı
- C.B.Phillips, P., & R.Moon, H. (2000). Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview Of Some Recent Developments. *Econometric Reviews*, 19(3), 263-286.
- Çakır, H. M., & Küçük Kaplan, İ. (2012, Ocak). İşletme Semayesi Unsurlarının Firma Değerleri ve Karlılığı Üzerineki Etkisinin İMKB'de İşlem Gören Üretim Firmalarında 2002-2009 Dönemi İçin Analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 69-86.
- Christopoulos, D. K., & Tsionas, E. G. (2004). Financial Development and Economic Growth: Evidence From Panel Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Development Economics*(73), 55-74.
- Dougherty, C. (2006). *Introduction to Econometrics*. New York: Oxford University Press.

- Giulietti, M., Otero, J., & Smith, J. (2006, Eylül). *Testing For Stationarity in Heterogeneous Panel Data in the Presence of Cross Section Dependence*. Ocak 24, 2013 tarihinde http://wrap.warwick.ac.uk/1440/1/WRAP_Giulietti_twerp_758.pdf adresinden alındı
- Gómez, E., & Tamarit, d. C. (2011). The Euro Effect on Trade: Evidence in Gravity Equations Using Panel Cointegration Techniques . *WP-EC*, 1-47.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall.
- Gujarati, D. N. (1999). *Temel Ekonometri*. (Ü. Şenesen, & G. G. Şenesen, Çev.) İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*. New York: The McGraw-Hill Companies.
- Gül, E., & Kamacı, A. (2012). Dış Ticaretin Büyüme Üzerine Etkileri: Bir Panel Veri Analizi. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 4(3), 81-91.
- Herwartz, H., & Siedenburg, F. (2007). Ocak 12, 2013 tarihinde Homogenous Panel Unit Root Tests under Cross Sectional Dependence: Finite Sample Modifications and the Wild Bootstrap: <http://www.paceprojects.co.uk/Siedenburg.pdf> adresinden alındı
- Hlouskova, J., & Wagner, M. (2005). *The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study*. Ocak 18, 2013 tarihinde <http://www.vwl.unibe.ch/papers/dp/dp0503.pdf> adresinden alındı
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hsiao, C. (2005). Why Panel Data? *The Singapore Economic Review*, 143-154.
- Hsiao, C. (2007). Panel Data Analysis-Advantages and Challenges. *Invited Paper*, 16, 1-22.
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2006, Ağustos). *Second Generation Panel Unit Root Tests*. Ocak 24, 2013 tarihinde http://halshs.archives-ouvertes.fr/docs/00/15/98/42/PDF/UnitRoot_Ev5.pdf adresinden alındı
- Kunst, R. M. (2011, February). *Econometric Methods for Panel Data-Part I*. 12 18, 2012 tarihinde <http://homepage.univie.ac.at/robert.kunst/panels1e.pdf> adresinden alındı
- Moon, H. R., Perron, B., & Phillips, P. C. (2005). Ocak 17, 2013 tarihinde Incidental Trends and the Power of Panel Unit Root Tests: http://secure.cirano.qc.ca/realisations/grandes_conferences/methodes_econometriques/moon.pdf adresinden alındı
- Özer, M., & Biçerli, K. (2003). Türkiye’de Kadın İşgücünün Panel Veri Analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 3(1), 55-84. Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi:

http://kybele.anadolu.edu.tr/makaleler/sb2003_3_1/194880.pdf adresinden alınmıştır

- P.Smith, R. (2001). *Estimation and Inference with Non-Stationary Panel Time-Series Data*. Ocak 23, 2013 tarihinde <http://carecon.org.uk/UWEMasters/Applied%20Econometrics/panel1.pdf> adresinden alındı
- Pazarlıoğlu, M. V. (2001, Eylül 19-21). *1980-1990 Döneminde Türkiye'de İç Göç Üzerine Ekonometrik Model Çalışması*. Aralık 29, 2012 tarihinde 5. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu: <http://idari.cu.edu.tr/sempozyum/bi18.htm> adresinden alındı
- Pazarlıoğlu, M., & Güler, Ö. K. (2007). Telekomünikasyon Yatırımları ve Ekonomik Büyüm: Panel veri Yaklaşımı. *8. Türkiye Ekonometri Ve İstatistik Konferansı* (s. 1-10). Malatya: İnönü üniversitesi.
- Sevüktekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. Ankara: Nobel.
- Tarı, R. (2010). *Ekonometri*. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tatoğlu, F. (2012a). *Panel Veri Ekonometrisi: Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta.
- Tatoğlu, F. Y. (2012b). *İleri Panel Veri Analizi: Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta.
- Tüzüntürk, S. (2007). Panel Veri Modellerinin Tahmininde Parametre Heterojenliğinin Önemi: Geleneksel Phillips Eğrisi Üzerine Bir Uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 21(2), 1-14.
- [www.worldbank.org](http://data.worldbank.org). (2012, 12 18). Dünya Bankası Web Sitesi: <http://data.worldbank.org/data-catalog> adresinden alınmıştır
- Yılmaz, Ö. G. (2005). Türkiye Ekonomisinde Büyüme ile İşsizlik Oranları Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*(2), 11-29.
- Zengin, H., & Kurt, S. (2007). OECD Ülkelerinde Kamu-Özel Sektör Tüketim Ve Dış Ticaret Malları Fiyatlarının Enflasyon Üzerindeki Belirleyiciliği: Panel Veri Analizi. *8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi* (s. 1-12). Malatya: İnönü Üniversitesi.