

# Davranışsal Makroekonomi Çerçevesinde Hane Halkı Borçluluk Düzeyinin Analizi

## Analysis of Household Debt Level in the Framework of Behavioral Macroeconomics

Öznur TAŞDÖKEN \*  
Hakan KAHYA OGLU \*\*

### ÖZ

Tüm gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde hane halklarının davranışları 20. yüzyılın ikinci yarısında ve 21. yüzyılın başında büyük bir değişiklik geçirdi. Özellikle çevresel ve psikolojik faktörlerin etkisi tüketim kararları üzerinde etkili olmaya başladı. Bunun sonucunda hane halkı tüketim kararları üzerinde bir tercihin varlığı, makroekonomik bir değişken olarak hane halkının borç stokunu önemli bir değişken haline getirdi. Hane halkı borçluluk oranında ortaya çıkan artış; araştırılması gereken önemli bir sorunu ortaya çıkardı. Hane halkı tüketim harcamasının finansmanına yönelik olarak ortaya çıkan süreç makro iktisat politikalarında etkilerinin asimetric olmasına yol açtı. Bu çerçevede hane halkı tüketim harcaması ile borçlanma arasındaki duyarlılığın büyüklüğünün ve şiddetinin temel belirleyicisi olan makroekonomik değişkenlere ait parametreler tahmin edilmelidir. Çünkü, makroekonomik açıdan tüketim davranışlarının analizinin yapılmasını sağlayacak bilgiler sağlamaktadır. Buradan hareketle bu çalışma da zamanlar arası ikame elastikiyet yaklaşımına dayalı olarak söz konusu ilişki panel veri modeliyle analiz edilmektedir. Ayrıca, uygulama da homotetik olmayan tüketici tercihleri varsayımı altında hane halkları arasındaki heterojenliğin ülke bazında farklılığıyla analizler yapılmaktadır. Analizde 1998Q1-2020Q3 yılları arasında çeyreklik veriler kullanılmıştır. Çalışmada OECD ülkelerine ait hane halkı geliri, hane halkı harcamaları, enflasyon, faiz oranları ve devlet tahvili faiz oranları değişkenlerinden oluşan ekonometrik model panel veri, GMM modeli ve kulüp yakınsama modelleriyle analiz edilmiştir.

### ANAHTAR KELİMELER

Davranışsal Makroekonomi, Hane halkı Tüketim, Zamanlar arası İkame Esnekliği, Panel Zaman Serisi Modeli, Kulüp Yakınsama Modeli, GMM modeli

### ABSTRACT

The behavior of households in all developed and developing countries have undergone major changes in the second half of the 20th century and the beginning of the 21st century. In particular, the effect of environmental and psychological factors began to have an impact on consumption decisions. As a result, the existence of a preference for consumption expenditure while the households decide to consume has made the household's debt stock an important variable as a macroeconomic variable. The increase in the household indebtedness ratio; raised an important issue that needed to be researched. The process that emerged for the financing of household consumption expenditures caused the effects of macroeconomic policies to be asymmetrical. In this framework, the parameters of macroeconomic variables, which are the main determinants of the size and severity of the sensitivity between household consumption expenditure and borrowing, should be estimated. Because it provides information that will enable the analysis of consumption behavior from a macroeconomic perspective. From this point of view, in this study, the relationship in question is analyzed with a panel data model based on the intertemporal substitution elasticity approach. In addition, analyzes are made with the heterogeneity of households on a country basis under the assumption of nonhomothetic preferences. Quarterly data for the years 1998Q1-2020Q3 were used in the analysis. In the study, household income, household expenditures, inflation, interest rates and government bond interest rates and panel data, GMM model and club convergence model analysis tools of OECD countries were used.

### KEYWORDS

Behavioral Macroeconomics, Household Consumption, Intertemporal Substitution elasticity, Panel Time Series Model, Club Convergence Model, GMM Models

Makale Geliş Tarihi / Submission Date	Makale Kabul Tarihi / Date of Acceptance
22.01.2022	16.04.2022
<b>Atf</b>	Taşdöken, Ö. ve Kahyaoglu, H. (2022). Davranışsal Makroekonomi Çerçevesinde Hane Halkı Borçluluk Düzeyinin Analizi. <i>Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi</i> , 25 (1), 156-174.

\* Doktora Öğrencisi, oznur.tasdoken@ogr.deu.edu.tr, ORCID: 0000-0001-7381-4361

\*\* Prof. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, hakan.kahyaoglu@gmail.com, ORCID: 0000-0002-6031-7494

## GİRİŞ

1980'li yıllarda küreselleşmenin etkisiyle dünya genelinde birçok ülkede kredi kullanımı ve mali piyasa koşullarında düzenlemeler yapılmıştır. Hane halkının krediye erişimi kolaylaşmış ve faiz oranının düşmesine bağlı olarak borçlanma maliyeti azalmıştır. Borçlanma maliyetinin azalması ve krediye erişimin kolay olması, konut fiyatının artması, servet birikiminin hızlanması ile birlikte hane halkı borcunun sürekli olarak yükselmesine neden olmuştur. Bu nedenle 1980 yılından itibaren dünya ve ülke düzeyinde başlayan serbestleşme özellikle gelişmiş ülkelerdeki hane halkı ipotek kredisini artırmıştır (Girouard & Blönd, 2001; Debelle, 2004). Bu sürecin ortaya çıkardığı en etkili sonuç ise ABD'de başlayan Mortgage krizidir. Bu kriz bütün dünyayı etkisi altına alan büyük bir krize dönüşmüş ve büyük mali kayıplara neden olmuştur.

Kriz sürecinde ortaya çıkan yeni borçlanma talebi ve hane halkının karşı karşıya kaldığı işsizlik sorunu hane halkı borç stokunun artmasına yol açmıştır. Bu durum özellikle hane halkı tüketim harcamalarını faiz oranındaki değişime ve gelir şokuna karşı daha duyarlı hale getirmiştir. Böylece hane halkının tüketim kararlarında borçlanma ve tüketim arasındaki tercih, ekonomide alınan kararların asimetrik etkilerinin olmasına yol açan yeni bir dönemi başlatmıştır. Bu nedenle hane halkının borçlanma ve tüketim konusundaki davranışı makroekonomik açıdan belirleyici bir parametre haline gelmiştir (Kamstra et al., 2000; Loewenstein et al., 2001; Lucey & Dowling, 2005; Charles & Kasilingam, 2015). Bu parametre tüketim ve borçlanma arasındaki tercih, bu tercihin gelir ve ikame etkileriyle birlikte zamanlar arası etkileri; hane halkının karar ve tercihlerini yansıtmaktadır. Buradaki önemli farklılık borçlanma ile tüketim arasındaki ilişkiyi belirleyen faiz oranı; enflasyon, işsizlik ve varlık fiyatı ve aynı zamanda ekonomi politikasının tüketim üzerindeki etkisini de belirlemektedir. Bu durum geleneksel makro iktisat yaklaşımlarından farklı olarak faiz oranlarının yalnızca yatırımlarla değil aynı zamanda tüketim düzeyini etkilemesine bağlı olarak ekonomik konjonktür üzerinde etkilerini ortaya çıkarmıştır. Bu nedenle toplam talep kanalından tüketim harcamasıyla birlikte toplam gelir düzeyini etkileme kanalı farklılaşmaktadır.

Ekonomide faiz oranlarının düzeyi hane halkının tüketim ve borç stoku üzerindeki etkisine bağlı olarak, tasarruf ve toplam talep üzerinde etkisi olmaktadır. Bu etki aynı zaman da yatırım düzeyini de belirlemektedir. Burada faiz oranlarının hane halkının tüketimi ve borç stokuna bağlı olarak yatırım düzeyi üzerindeki etkisi geleneksel makro iktisadi yaklaşımların sonuçlarından farklılaşmaktadır. Bu çerçevede hane halkının tüketim ve borçlanma arasındaki tercih kapsamında sonuçların analiz edilmesi gerekmektedir. Bu konuda, iktisat literatüründe Euler denklemi çerçevesinde zamanlar arası ikame yaklaşımı (IES) maliye ve para politikasının tüketim üzerindeki etkilerini, hane halkının davranışları üzerinden analiz edilmesini sağlayan bir yöntemdir. Özellikle, hane halkının borçlanma ile tüketim arasında karar verme davranışı bir zamanlar arası tercih olmasından dolayı söz konusu yöntem ilgili etkileşim parametrelerinin tahmini sağlayan bir araç haline getirmektedir.

Faiz oranlarındaki değişimler hane halkının borçlanma ve tüketim arasındaki ilişkinin büyüklüğü ve şiddetine (elastikiyetine) bağlı olarak, toplam talep ile onun düzeyine bağlı olarak etkileri olmaktadır. Buda ekonomideki çıktı düzeyinin zaman içinde daha oynak olmasına yol açmaktadır (Xie et al., 2019; Abebaw, 2021). Söz konusu oynaklık düzeyi borçlanan ve tüketime karar veren hane halkının finansal risk düzeyine bağlı olmaktadır. Bu kapsamda çalışmada analizler toplam tüketim harcamaları ile bu konuda karar veren hane halkının davranışlarına göre yapılmıştır. Buna göre çalışmanın ilk bölümünde makro davranışsal ekonomi çerçevesinde tüketim harcaması ele alınmıştır. İkinci bölümünde veri seti ve ekonometrik yöntem kısmı ve üçüncü bölümde ise, analiz sonuçlarına yer verilmiştir.

## 1. MAKRO DAVRANIŞSAL EKONOMİ ÇERÇEVESİNDE TÜKETİM HARCAMALARI

Neo-klasik tüketim modelinde temsili bir hane halkının rasyonel beklentiye sahip olduğu varsayımında, sermayenin reel getirisi olan faiz oranı zaman içinde görece sabit olduğu varsayılmaktadır. Bu nedenle tüketim net yatırım seviyesine bağlı olmaktadır. Tasarruf miktarında artış meydana geldiğinde tüketim harcaması ilk durumda azalacaktır. Daha sonra ise, yatırım düzeyindeki artışın sonucunda sermaye stokundaki artış artan üretim miktarına bağlı olarak gelirin artmasına yol açarak tüketimi de artıracaktır. Bu modelde faiz oranının sabit olmasına bağlı olarak hane halkının aynı iskonto faktörünü elde etmesi herhangi bir dönemdeki tercih ilişkisini değiştirmemekte ve tasarruf üzerinde faiz oranının bir etkisi bulunmadığını ifade etmektedir.

Neo klasik tüketim teorisinde risk ve belirsizliğin yüksek olduğu gerçek dünyada ilişkileri dikkate alan yeni yaklaşımlar geliştirilmiştir. Bu yaklaşımlar Neo klasik tüketim teorisinin temel esaslarına bağlı kalmakla birlikte özellikle zaman dönemi etkisini dikkate alan Fisher (1930) zamanlar arası tüketim tercihi teorisi, Modigliani ve Brumberg (1954) yaşam döngüsü teorisi ve Friedman (1957) sürekli gelir teorisi yaklaşımları geliştirmiştir. Bu teorilere göre, faiz oranının görece sabit olduğu varsayımında tüketim ömür boyu kaynaklar tarafından belirlenmektedir. Duesenberry (1946)'in nisbi gelir hipotezi diğer neo klasik tüketim teorilerinden

farklı olarak hane halkının tüketim kararı üzerinde sosyal ve psikolojik faktörlerin etkili olduğu ve tüketim kalıbının bir sosyal statü göstergesi olduğunu ifade etmektedir. Yani, hane halkı “Jones”lara ayak uydurarak sosyal hiyerarşide nerede durduğunu göstermektedir (Duesenberry, 1967: 1-134). Bu nedenle gelir şokuna karşı tüketim alışkanlığını korumak için tüketimi borçlanmayla finans edilmesi borçluluk oranını artırmaktadır (Drechsel-Grau & Greimel, 2019; Albayrak, 2020).

Neo-klasik yaklaşım hane halkının aynı iskonto faktörü, aynı etkin emek yeteneği, iyi tanımlanmış tercih sıralaması, aynı nisbi fiyatla karşı karşıya kalması ve fiyat mekanizmasında farklılaşmanın olmaması, toplumun tümünü temsil eden hane halkının homojen olduğunu ifade etmektedir. Bu bağlamda hane halkı davranışının ekonomi üzerinde çok fazla etkili olmadığını ve hane halkı arasında heterojenite bulunmadığını göstermektedir. Dolayısıyla tam rekabet piyasasından önemli bir sapma olmadığından dolayı neo klasik yaklaşımda tüketimin bir etkisi bulunmamaktadır.

Keynes tüketimi gelirin istikrarlı bir fonksiyonu olarak tanımlarken, tüketim üzerinde etkili olan psikolojik ve çevresel faktör, beklenti, zevk ve tercihin değişmediğini varsaymaktadır. Ancak, spekülative para talebine bağlı olarak hane halkının bugünkü ve gelecekteki mallara yönelik değişim kararı arasındaki ilişkiyi ise faiz oranı dikkate alarak olası etkiyi ortaya koymuştur. Dolayısıyla hane halkı bugünkü ve gelecekteki tüketim harcaması yalnızca gelire bağlı olmamakta hem faiz oranındaki şoklar hem de çeşitli faktörden etkilenmektedir. Bu nedenle harcanabilir gelirin tüketime olan duyarlılığını gösteren marjinal tüketim eğilimi hem borç-gelir ilişkisi hem de çevresel ve psikolojik faktör gibi birçok değişkenden etkilenmektedir. Bu bağlamda keynesgil likidite tercihi teorisi, likiditeyle bugünkü tüketimin tercih edilmesi iken, geleceğe yönelik olarak likiditeden vazgeçerek tahvil alınması, gelecekteki tüketimin tercih edilmesi olduğundan para piyasası ile mal piyasası arasında etkileşimde davranışların belirleyici özelliğini ortaya koymaktadır.

Faiz şoku hane halkı borç yükünü, enflasyon ve gelir yoluyla dolaylı olarak etkilemektedir. Bu bağlamda hane halkının faiz oranındaki değişime duyarlılığın yüksek olması tüketimi ile borçlanma arasındaki ikamenin derecesini belirlemektedir. Bu nedenle faiz oranı arttığında, (1) gelirin büyük bir kısmı tasarruf için kullanılacak ve borcun geri ödenmesi için daha az gelire sahip olacaktır, (2) harcama normalleştirme hipotezine göre ise tüketim harcamasını finanse etmek amacıyla borçlanacaktır (Andersen et al., 2016).

Hane halkının tüketim alışkanlığının değişmesi marjinal tüketim eğiliminin gelire olan duyarlılığını artmasını ifade eder. Faiz oranındaki artış nedeniyle hane halkı borçlanmaktan vazgeçecek veya borç almak istedikleri tutarı azaltacaktır. Bu çerçevede borçlanma davranışı arasındaki farklılıklar hane halkı arasında heterojenliğin olduğunu ifade etmektedir. Ancak, toplumun geneline bakıldığında benzer tüketim kalıbına sahip hane halkı arasında heterojenleşme derecesinin düşük olduğu görülmektedir. Bu durumda ülkelerde heterojen hane halkı kendi içerisinde homojen bir ekonomik yapı oluşturmaktadır. Böyle bir durumda ekonomik yapıda hane halkının birbirlerine benzer olduğu ve aynı davranış kalıbının olduğu anlamına gelmektedir.

Keynes sonrası geliştirilen davranışsal tüketim modellerinde, tüketim ve tasarruf kararı üzerinde faiz oranının etkili olduğu kabul edilmektedir (Gabaix, 2015: p.55-177; Gabaix, 2016: p.1-55). Hane halkının sosyal çevresiyle etkileşim halinde olan çeşitli psikolojik algılara, önyargılara, duygulara ve sezgilere sahiptir. Bu bağlamda heterojen hane halkının tüketim kararlarını geleneksel tüketim teorilerinin öngördüğünden uzaklaştıran ön yargılar geliştirdiğinden (Campante et al., 2021:179) tercihlerinin birbirinden bağımsız, ihtiyaç sıralamasının ve büyüklüğünün farklı, sınırlı rasyonel davranışa sahip ve piyasalarda fiyat farklılaşmasının olduğu durumda; ekonomik karar birimi olarak heterojen hane halkının farklı dönemlerde sosyal refahını en üst düzeye çıkarmak için, faiz oranını dönemler arası tüketim düzleştirmesini sağlayacak düzeyde belirlenmelidir.

Tüketim kararı üzerinde birçok faktörün etkili olduğu dikkate alındığında sorulması gereken önemli bir soru ortaya çıkmaktadır. Bu soru hane halkı borçluluk oranının son yıllarda bu kadar yüksek olması sosyal statü elde etmek veya yaşadığı topluma ayak uydurmak için tüketim kalıbının değişmesinin neden olup olmadığıdır. Bu konuyla ilgili olarak yapılan çalışmalarda Barba & Pivetti (2009) ‘e göre, yüksek yaşam standartları ve lüks yaşama isteği, Cameron (1994)’e göre, mevcut toplumsal statüsünü korumak ve devam ettirmek amacıyla tüketim harcaması artırılmaktadır. Bu nedenle hane halkının gelirinden daha fazla harcama yapması hane halkı borcundaki artışın en önemli nedenlerinden biridir (Juliet B.Schor, 1996; Ok & Vega-Redondo, 2001). Bu çerçevede hane halkının mevcut toplumsal statüsünü korumak veya gösteriş tüketimi yapmak amacıyla borçlanması gelecekteki tasarruf ve tüketim davranışını da etkilemektedir (Drechsel-Grau & Greimel, 2019; Albayrak, 2020). Bu durum hane halkının tüketimi üzerinde Veblen tipi tüketim (üstün bir statü pozisyonu elde etmek için tüketme) ile Duesenberry tipi tüketim (bazı standartlara “Jones”lara ayak uydurmak için tüketme) etkili olması borçluluk oranını artırmakta ve emeklilik dönemi için ayrılmış olan varlıklarını da etkilemektedir. Bu nedenle hane halkı zamanlar arasında tüketim düzleştirmesi

yapamamaktadır. Heterojen hane halkı ve bunların tüketim harcamaları, gelir ve tasarruflar arasındaki farklılaşmayla birlikte ortaya çıkan söz konusu sonuç; hane halkının tercihleri bağlamında mikro ihtiyatı politikalar, tüketim harcamaları, borç stoku kanalından makro ihtiyatı politika uygulamalarına yönelik gereksinimini artırmaktadır.

## 2. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Çalışmaya ait ekonometrik analiz üç bölümden oluşmaktadır. (1) Hane halkının tercihine bağlı olarak IES ve göreceli riskten kaçınma değişkenlerinin tahmini, (2) Hane halkının borçluluk düzeyinin heterojenliğinin araştırılması, (3) Davranışsal makro ekonomi çerçevesinde hane halkının borçluluk düzeyinin araştırılmasıdır.

### 2.1. Ekonometrik Model

(1) IES tahmininde hane halkının faiz oranındaki şoka bağlı olarak farklı dönemler arasında tercihinin tüketim ve tasarruf kararı üzerinde etkisi incelenmektedir. IES tahmininde hane halkının beklentisi tercih sürecinde önemli bir rol oynamaktadır. IES tahmininde farklı veri setlerine bağlı olarak farklı değerler elde edilmektedir. Dolayısıyla literatürde kesin bir IES değeri bulunmamaktadır. Havranek et al., (2015) yapılan bir meta çalışmada 169 yayınlanmış makaleden 2735 tahmine dayalı olarak IES değerini 0 ile 1'e yakın olarak bulmuştur. Ayrıca, ampirik çalışmalarda rapor edilen IES değerinin ortalama tahmini 0,5 olduğunu ifade etmiştir. Bu bağlamda IES değeri literatürde genel olarak %95 güven aralığında [0,1] arasında bir değer aldığı kabul edilmiştir.

IES değerinde hane halkının tercihi, özyinelemeli fayda fonksiyonu ile karakterize edilmektedir. (Bhamra et al., 2003) Ayrıca, IES değerinde homotetik olmayan hane halkı tercihinin içermektedir (Pakoš, 2011; Cavallari, 2020). Bu çerçevede hane halkı tüketim alışkanlığının oluşumundaki heterojenlik analizlerinde de kullanılmaktadır (Blundell et al., 1989; Gayle & Khorunzhina, 2011).Yapılan araştırmalar, tüketim esnekliğinin, tüketilen malların doğası ve kalitesi de dahil olmak üzere birçok boyutta heterojen olduğunu göstermektedir (Gabaix & Laibson, 2017; Baddeley & Baddeley, 2019). Bu çerçevede her bir hane halkı için IES değerinde heterojen olduğunu söyleyebiliriz (Vissing Jorgensen, 2002; Orazio P. Attanasio & Weber, 1993; Alan & Browning, 2010; Georgiev, 2011). Bu nedenle davranışsal makro ekonomi analizlerinde heterojen hane halkının tüketimi üzerinde etkili olan faiz oranı ile arasındaki ilişkiyi analiz etmek amacıyla IES tahmini de kullanılmaktadır.

IES değişkeni hane halkının tüketim yumuşatmasını ve risk alma istekliliğini göstermektedir. Göreceli riskten kaçınma değişkeni ise, faiz oranında meydana gelen şoka bağlı olarak tüketim ve tasarruf kararı üzerinde etkili olmaktadır. Bu bağlamda daha yüksek beklenen faiz oranı, hane halkının tüketimi ertelemesine neden olmaktadır.

Hane halkının gelir ve ikame etkisi arasında tercihi fayda fonksiyonu yardımıyla elde edilen riskten kaçınma değişkenine bağlıdır. Çünkü, riskten kaçınma değişkeninin IES değerinin tersi olarak ölçülmesi gelir ve ikame etkisi arasındaki ters yönlü ilişki hakkında bilgi vermektedir. Yani, ikame etkisinin artması, gelir etkisinin orantılı olarak azaldığı anlamına gelmektedir.

Fayda fonksiyonu, hane halkının tercihi ve bütçe kısıtlamaları dikkate alınarak Euler denklemi kullanılarak oluşturulmaktadır. Hane halkının tek bir mal tükettiği, zamanla ayrılabilir tercihlere sahip olduğu ve tek bir değerli mal varlığını uzun ve kısa dönemde elinde tuttuğu standart bir yaşam döngüsü olduğu varsayımında IES denklemi,

$$\Delta \log C_{h,t+1} = \alpha + \frac{1}{\gamma} \log(1 + R_{t+1}) + e_{h,t+1}$$

Denklem de sabit  $\alpha$  terimi, iskonto faktörünü ( $\beta$ ) ve daha yüksek mertebeden moment tüketim büyümesi ve faiz oranının araçlarını içermektedir.  $\frac{1}{\gamma}$  katsayısı IES değerini göstermektedir ( $\gamma$  göreceli riskten kaçınma katsayısı ve  $\gamma + 1$  göreceli ihtiyat katsayısıdır).  $e_{h,t+1}$  parametresi marjinal fayda (veya beklenti hatası), t ve t + 1'deki ölçüm hataları ve yüksek tüketim büyümesi ve faiz oranındaki değişimden oluşan bir yaklaşım hatasını göstermektedir (Alan et al., 2019: 3269-3271).

(2) Keynes-Ramsey kuralı (Ramsey, 1928; Groth, 2010) çerçevesinde Keynes (1936) tüketim modelinde, hane halkının tüketim harcaması ve zenginliği ömür boyu gelirinin bir fonksiyonudur. Ancak, hane halkının borcu olduğu durumda ise, Keynes tüketim modeline tüketim ve borcun eklenmesi gerekmektedir. Çünkü, hane halkının tüketim kararı harcanabilir gelire ve borçluluk oranına bağlı olmaktadır. Bu çerçeve de elde edilen Keynesgil tüketim fonksiyonu  $C_t = C_0 + c(Y_t - C_{t-1} - d_t)$  şeklinde ifade edilecektir. Denklemde verilen  $C_t$  parametresi tüketimi,  $C_0$  parametresi otonom tüketimi, c parametresi marjinal tüketim eğilimini,  $Y_t$  parametresi harcanabilir geliri,  $C_{t-1}$  parametresi t-1 dönemindeki tüketimi ve  $d_t$  parametresi ise borcunu

göstermektedir. Denklemden  $d_t = (r_{t-1}) \cdot (d_{t-1})$  ifade etmektedir (Albuquerque & Krustev, 2015; Flodén et al., 2020; Boug et al., 2021).

Bu çalışmada hane halkının tüketim amaçlı kredi borcu ile yatırım amaçlı kredi borcu arasındaki ayrımı dikkate alınmıştır. Tüketim fonksiyonundaki hane halkı borç kısıtı değişkeninin önemi modeldeki diğer değişkenlerde dikkate alınarak tüketim ve borç arasındaki ilişki zamanlar arası tüketim kararı üzerindeki etkisi analiz edilecektir. Bu çerçevede de hane halkının borcunun bulunduğu durumda t dönem de faiz oranında meydana gelecek bir değişim tüketimi nasıl etkileyeceği IES tahmini çerçevesinde modellenenektir. Bu nedenle bu çalışmada tahmin edilen ekonometrik tahmin aşağıda gösterilmiştir.

$$C = f(Y, D, R, \pi, r)$$

$$\ln \left( \frac{\ln \left( 1 + \left( \frac{C_{i,t}}{C_{i,t-1}} \right) \right)}{\ln \left( 1 + \left( \frac{D_{i,t}}{D_{i,t-1}} \right) \right)} \right) = \alpha_i + \beta_1 (\ln Y_{i,t}) + \beta_2 (\ln R_t) + \beta_3 (\ln \pi_t) + \beta_4 (\ln r_t) + \varepsilon_{i,t}$$

Denklemden verilen parametreler t dönemde i hane halkının zamanlar arasında tüketimini göstermektedir.  $C_{i,t}$  parametresi tüketimi,  $D_{i,t}$  parametresi borcu,  $Y_{i,t}$  parametresi harcanabilir geliri,  $R_t$  parametresi uzun dönem faiz oranını,  $\pi_t$  parametresi enflasyon oranını,  $r_t$  parametresi kısa vadeli faiz oranını ve  $\varepsilon_{i,t}$  parametresi ise hata payını ifade etmektedir. Tahmin edilen eşitlikte bağımsız değişken parametresi bir dönem sonra tüketimdeki değişimin bir dönem sonraki borçlanmadaki değişime oranlarının logaritmalarnın oranıdır. Buna göre bu değişken ele alınan zaman döneminde borçlanma ile tüketim arasındaki elastikiyet olarak tanımlanmıştır. Bu açıdan eşitlikte bir dönem sonra tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetinin söz konusu bağımsız değişkenlere göre hassasiyeti (elastikiyeti) tahmin edilmektedir. Bu açıdan mevcut olan faiz oranındaki %1 değişim karşısında tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetinin % değişimini vermektedir.

## 2.2. Veri Seti

Bu çalışmada hane halkının borçlu olduğu durumda tüketim kararı ve faiz oranı arasındaki ilişkinin analiz edilmesi ve buna bağlı olarak hane halkının davranışının değişip değişmediği araştırılmaktadır. Bu nedenle zamanlar arası ikame elastikiyetini tahmin etmek için OECD üye ülkelere ait veriler IMF, OECD ve BIS veri tabanlarından elde edilmiştir. Türkiye için eksik olan veriler ise, EVDS verileriyle tamamlanmıştır. Analizde kullanılan ülkeler, Avustralya, Avusturya, Belçika, Çekya Cumhuriyeti, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Macaristan, İtalya, Hollanda, Polonya, Portekiz, İspanya, İsveç, İngiltere ve Türkiye'dir. Çalışmada hane halkı borçluluk oranını göstermek için bireysel kredi, likidite riskini göstermek amacıyla kısa dönem faiz oranı (Emiris & Koulischer, 2021:1-7; ECB, 2007:p.165) hane halkının servetinin bir göstergesi olarak devlet tahvil faiz oranı (Elmendorf, 1996: 8; Pugh et al., 2018: p.36) ve tüketici fiyat endeksi ise cari dönemde fiyat değişimi etkisini göstermek için kullanılmıştır. Hane halkı harcanabilir gelirinin yerine iş gücü ödemeleri alınmıştır. 1998:Q1-2020:Q3 yılları arasında çeyreklik verileri kullanılmıştır.

Çalışmada panel zaman serisi literatüründe yakın zamanda geliştirilmiş yeni yöntemler, kulüp yakınsama ve genelleştirilmiş momentler yöntemi (GMM) kullanılmıştır. Çalışmada GMM yönteminin kullanılmasındaki amaç, faiz oranlarının değişmesine bağlı olarak hane halkının farklı dönemler arasındaki tüketim ve tasarruf tercihlerinde davranış değişiminin analizini yapmaktır. Çalışmada kulüp yakınsama yaklaşımının kullanılmasındaki amaç ise, ele alınan ülkeler arasında heterojen hane halkının tüketimin borçlanmaya göre elastikiyeti açısından bir grup veya bir yakınsamaya sahip olup olmadıklarını test etmektir. Test sonucu heterojen hane halkının ekonomik davranışı üzerinde iktisadi değişkenlere verdiği tepkisi açısından bir yakınsama eğiliminin varlığı konusunda da bir bulgudur. Bu çerçevede de bu çalışma heterojen hane halkının tüketimini borçlanmaya göre elastikiyet yakınsamasına yönelik yapılan ilk çalışmadır.

## 2.3. Analiz Sonuçları

Yapılan analiz sonuçları çalışmanın bu kısmında verilmektedir.

### 2.3.1. GMM Tahmini Analiz Sonuçları

Euler eşitliğine dayalı parametre tahminleri için GMM yöntemi kullanılarak yapılan analiz sonuçlarına göre; ülkeler için elde edilen sonuçları karşılaştırdığımızda Avusturya tahvil, Çekya Cumhuriyeti tahvil, Fransa tahvil ve Macaristan tahvil, Polonya tahvil, Türkiye tahvil ve faiz, Fransa faiz ve Polonya faiz için IES değerleri sıfıra daha yakın olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bu bulgulara göre söz konusu ülkelerde hane halkı tasarrufunun faiz oranı değişimine daha az duyarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Başka bir ifadeyle bu ülkelerde fayda fonksiyonu içbükey olduğu varsayımında ( $\gamma > 0$ ), büyük ve pozitif bir göreceli riskten kaçınma

( $\gamma$ ) değeri veya küçük bir IES değeri olduğundan hane halkı daha yumuşak bir tüketim yolunu tercih eder; yani, hane halkının marjinal faydası, tüketim arttıkça daha yavaş düşer. Dolayısıyla hane halkı, tüketiminin zamanla değişmesine izin vermeye daha istekli olur. Yani, risk almak istemeyen hane halkı büyük bir riskten kaçınmaktadır. Bu nedenle hane halkının tüketim düzeyinde büyük değişiklikler olmamaktadır. Dolayısıyla hane halkının para politikası değişikliklerine duyarlılığı daha düşüktür.

Avusturalya tahvil ve faiz, Avusturya faiz, Belçika tahvil ve faiz, Finlandiya tahvil, Almanya faiz ve tahvil, Macaristan faiz, İtalya faiz ve tahvil, Hollanda faiz, İngiltere faiz ve tahvil bu ülkelerin diğer ülkelere göre daha yüksek ve 1'e yakın IES değerine ve daha düşük bir göreceli riskten kaçınma ( $\gamma$ ) değerine sahip olduğunu görüyoruz. Dolayısıyla tüketim, önemli likidite kısıtlamaları ile karşı karşıya olmayan hane halkı arasında bile, beklenen gelir değişikliğine aşırı hassasiyet göstermektedir. Bu nedenle hane halkının marjinal tüketim eğilimi diğer ülkelere göre daha yüksektir. Bu bağlamda bu ülkelerde hane halkı risk almaya daha istekli olduğundan dolayı tüketim düzeyinde değişiklikler olmaktadır. Ayrıca, bu ülkelerde  $IES < 1$  olması, gelir etkisinin ikame etkisine hâkim olduğunu göstermektedir (Thimme, 2016:1) Dolayısıyla IES değerinin küçük olması hane halkının farklı dönemler arasında tüketimi yumuşatma eğiliminin güçlü olduğunu ifade etmektedir. Bu nedenle hane halkı faiz oranındaki şoka karşı daha güçlü tepkiler vermektedir.

Analiz sonucunda elde edilen bulgular dikkate alındığında, genel olarak ülkelerin çoğunda IES değeri anlamlı, pozitif ve  $[0,1]$  aralığındadır. IES değerinin hiçbir ülkede 0 olmaması bu ülkelerde hane halkının beklentisinin güçlü bir zamanlar arası ikame güdüsü ile tutarlı olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda ıskonto faktörü 1'den küçüktür.

### 2.3.2. Kulüp Yakınsama Tahmini Analiz Sonuçları

Analizde panel yakınsama kulüpleri kullanılarak heterojen hane halkının tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetinin her bir ülke arasında kulüp yakınsamasının olup olmadığını belirlemek için bir log-t tahmini kullanılmaktadır. Bu tahmin yöntemi heterojen hane halkı davranışını ve bu davranıştaki değişimleri göstermektedir. (Phillips & Sul, 2007) Bu çerçeve de veriler son gözlem döneminde en yüksek tüketimin borçlanmaya göre elastikiyet düzeyine sahip ülkeler bazında düzenlenmiş ve yakınsama testi için boş hipotezi "yakınsama vardır" şeklinde kurulmaktadır. Bu çerçeve de log t regresyonu çıktı sonucuna göre, t istatistik değeri (-5.9672) -1.65 kritik değerinden küçük olduğundan boş hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde ret edilir. Bu bulgu, 16 ülke arasında heterojen hane halkı tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetinde genel bir yakınsamanın olmadığını göstermektedir. Elde edilen bulgulara göre, boş hipotezin ret edilmesine bağlı olarak, OECD'ye üye 16 ülke de heterojen hane halkının tüketiminin borçlanmaya göre elastikiyetinin yakınsamaması, üye ülkeler arasında kulüp yakınsama olasılığını ret etmez. Bu nedenle kümeleme algoritmasını takip ederek her bir ülke için kulüplerin olasılığını incelenmektedir. Bu çerçeve de heterojen hane halkı için yapılan panel yakınsama kulüpleri analiz sonuçlarına göre, heterojen hane halkı için birkaç farklı yakınsama eğilimine bağlı olarak kulüp elde edilmiştir.

İstatistiksel olarak dört kulüp ve yakınsama eğiliminde olmayan bir grup belirlenmiştir. Daha sonra, gerçek kulüp sayısını bulmak için, daha küçük kulüplerin daha büyük kulüplerle birleştirilip birleştirilemeyeceğini belirlemek için kulüpler arasında Phillips & Sul (2009) kümeleme algoritması uygulanmıştır. Kümeleme algoritması analiz sonucunda, kulüp 1 on ülke, kulüp 2 iki ülke ve kulüp 3 üç ülke olarak bulunmuştur. Bu kulüplerden kulüp 1, kulüp 2 ve kulüp 3'ün  $\log(t)$  istatistik değerleri 0.146, -1.142 ve 0.371 kritik değerden büyük olduğu için bu ülkeler arasında heterojen hane halkının tüketiminin borçlanmaya göre elastikiyetinde yakınsamanın var olduğunu gösteren boş hipotezini kabul edilmektedir. Ayrıca, bu kulüplerin ortalama eğilimini gösteren yakınsama hızları<sup>1</sup> sırasıyla 0.75875, 0.5405, 0.25705 ve 0.5632 olarak hesaplanmıştır. Bu çerçeve de ülkeler arasında heterojen hane halkının borçlanmaya göre elastikiyet oranı zamanla yakınsamaktadır. Ek olarak, sonucumuz kulüpler içerisinde hiçbir yakınlaşmayan bir ülke İngiltere'yi göstermektedir.

<sup>1</sup> Yakınsama hızının hesaplanması için ayrıntılı bilgi için bakınız. (Phillips & Sul, 2009: p.1168)

Yakınsama değerleri eğer  $0 < \hat{\beta} < 2$  ( $0 < \hat{\alpha} < 1$ ) ise, bu yakınsama hızı koşullu yakınsamaya karşılık gelmektedir.

**Tablo 1: Panel Yakınsama Kulüp Tahmini Analiz Sonuçları**

Kulüpler	Ülkeler	$\hat{t}_b$	Log(t) istatistik	Standart Error( $\hat{b}$ )	$\hat{c}$
Tam Yakınsama	Bütün ülkeler için	-4.9623	-5.9672	0.8316	0.4158
<b>Başlangıçtaki Kulüp Sınıflandırması</b>					
Kulüp 1	Portekiz, Polonya, İngiltere	0.213	0.145	-	-
Kulüp 2	Avusturya, Hollanda, İsveç, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Avusturalya, Almanya	1.095	1.454	-	-
Kulüp 3	Türkiye, Macaristan	-2.36	-1.142	-	-
Kulüp 4	Finlandiya, Fransa, Belçika	0.574	0.371	-	-
Yakınsak Olmayan Grup	İtalya	-	-	-	-
<b>Kulüplerin Birleşmesi</b>					
Kulüp 1+2	-	0.221	0.146	1.5175	0.75875
Kulüp 2+3	-	-3.051	-2.822	1.0810	0.5405
Kulüp 3+4	-	-3.384	-6.581	0.5141	0.25705
Kulüp 4 + Grup 5	-	-2.333	-2.071	1.1264	0.5632
<b>Final Kulüp sınıflandırması</b>					
Kulüp 1	Portekiz, Polonya, Avusturya, Hollanda, İsveç, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Avusturalya, İngiltere, Almanya	0.221	0.146	-	-
Kulüp 2	Türkiye, Macaristan	-2.360	-1.142	-	-
Kulüp 3	Finlandiya, Fransa, Belçika	0.574	0.371	-	-
Yakınsak Olmayan Grup	İtalya	-	-	-	-

Bu değerler stata16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

### 2.3.2.PDOLS ve DOLS Tahmini Analiz Sonuçları

Heterojen hane halkının kararı üzerinde etkili olan faktörde meydana gelen değişimin hane halkı IES tahmini çerçevesinde panel veri modeliyle analiz edilmektedir. Analizde kullanılan tüm değişkenlerin Tramo/Seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış ve logaritmaları alınmıştır. Ayrıca, değişkenler üzerinde homojenlik testi ve yatay kesit bağımlılık analizleri yapılmıştır. Analiz sonuçları için yapılan bütün test sonuçları ekler kısmında gösterilmiştir. Bu çerçevede değişkenlerde N küçük ve T büyük olduğundan dolayı homojenlik için Hashem Pesaran & Yamagata (2008) testi ve yatay kesit bağımlılığı için de Pesaran et al., (2008) testi kullanılmıştır. Yapılan analiz sonucunda değişkenlerin heterojen olduğu ve değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığının bulunduğu tespit edilmiştir. Bu çerçevede değişkenlerin heterojen olması tüm eğitim katsayılarının (enine) kesit birimleri arasında farklı olduğunu ve değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığının olması ise, değişkenler arasında durağanlığın tespit edilmesi amacıyla ikinci nesil birim kök testleri kullanılacağı ifade etmektedir.

Değişkenleri temsil eden serilerde yatay kesit bağımlılığın olmasına bağlı olarak yapılan 2. nesil birim kök testlerinde boş hipotezi ‘birim kök vardır’ şeklinde kurulmaktadır. Bu bağlamda değişkenlerde durağanlığın heterojen dinamik tahminlemesi ile 4 geçikmeli durumdaki Pesaran CADF panel birim kök testinde trendin olmadığı modelde Tüketim/Borç ve tüfe değişkenlerinde birim kök olmadığı ve hane halkı geliri, kısa dönem faiz oranı ve devlet tahvil faiz oranı değişkenlerinde birim kök olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, ilgili seriye trend değişkeni eklenerek yapılan analiz sonuçlarına göre, serideki bütün değişkenler de birim kök olduğu tespit edilmiştir. Pesaran CIPS panel birim kök testinde trendsiz 4 geçikmeli durumdaki analiz sonucuna göre, kısa dönem faiz oranı ve hane halkı geliri değişkenleri için gerçekleştirilen testte CIPS testi kritik değerden küçük olduğundan dolayı boş hipotezi kabul edilmiştir. CIPS testinde trendli 4 geçikmeli durumdaki CIPS test istatistiği analiz sonucuna göre ise, hane halkı geliri değişkeni için gerçekleştirilen testte CIPS testi kritik değerden küçük olduğundan dolayı boş hipotezi kabul edilmiştir. Yani, modeli oluşturan bu değişkenler de birim kök olduğu kabul edilmiştir.

Yapılan bütün birim kök testleri yapısal kırılmayı göz ardı etmektedir. Bu nedenle Karavias & Tzavalis, (2014) tarafından geliştirilen yapısal kırılmayı dikkate alan değişkenlerde yatay kesit bağımlılığının ve değişen

varyansında olduğu modelde yapısal kırılmalı birim kök testi yapılmıştır. Bu çerçeve de analiz sonuçları dikkate alındığında modeldeki bütün değişkenlerin birim kök içerdiği kabul edilmiştir.

**Tablo 2: Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Tahmini Analiz Sonuçları**

Değişkenler	Model A			Model B		
	Statistic	%5 Bootstrap Critical-Value	P-value	Statistic	%5 Bootstrap Critical-Value	P-value
Tüketim/Borç	-0.952	-7.4822	0.6300	-1.80E+02	97.3982	0.0000
Hane Halkı Gelir	-0.0134	-0.2106	0.5500	-2.10E+02	75.0617	0.0000
Tüfe	-0.0016	-0.0136	0.5900	-1.60E+02	72.9063	0.0000
Kısa Dönem Faiz Oranı	-0.2448	-4.1096	0.6600	-1.60E+02	95.9028	0.0000
Devlet Tahvili Faiz Oranı	-0.0036	-0.0244	0.6300	-1.30E+02	88.0595	0.0000

Bootstrap replications: 100 olarak alınmıştır. Model A: Bir kırılmanın olduğu model, Model B: Serilerin birinci farkı alınarak yapılan analiz sonuçlarını göstermektedir. Bu kiritik değerler stata 16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

Seride birim kök içeren değişkenlerin birinci farkı alınarak yapılan CADF, CIPS ve yapısal kırılmayı dikkate alan panel birim kök testinde olasılık değerinin 0.05'ten küçük olmasından dolayı değişkenler arasında tüm birimler birim kök içermediğine yönelik  $H_1$  hipotezi kabul edilmiştir. Bu çerçeve de panel birim kök testleri sonuçları incelendiğinde paneli oluşturan ülkelerin hemen hepsinde bir farkı alınmış olan değerlerinde [I(1)] durağan olduğu görülmektedir. Bu çerçevede değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin araştırılması amacıyla testler yapılmıştır.

**Tablo 3: Yapısal Kırılmalı Eş bütünleşme Tahmini Analiz Sonuçları**

Test	Ortalamada Değişim	Rejimde Değişim
$Z_{\phi}(N)$	-43.0182	-1.36429
P-value	0.000***	0.08624
$Z_{\tau}(N)$	-44.127	-0.2994
P-value	0.000***	0.38232

\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde anlamlılığı ifade eder.

$Z_{\phi}(N)$  testi model 2'i temsil eden trenddeki değişimi,

$Z_{\tau}(N)$  testi model 1'i temsil eden düzeydeki değişimi göstermektedir.

Bu değerler Gauss21 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

Modelde değişkenlerin heterojen ve yatay kesit bağımlılığının olduğu dikkate alındığında Westerlund (2007) panel eş bütünleşme testi ve uzun dönem katsayılarını tahmin için kullanılan modellerde değişkenler arasında sahte bir ilişki ortaya çıkmaması için yapısal kırılmayı dikkate alan Westerlund & Edgerton (2008) tarafından geliştirilen hem kesişme hem de eğimde değişen varyans ve yapısal kırılmaları dikkate alan eş bütünleşme testi kullanılmıştır. Yapılan bütün eş bütünleşme testlerinde boş hipotezi "değişkenler arasında eş bütünleşik bir ilişki yoktur" şeklinde kurulmaktadır.

Westerlund (2007) eş bütünleşme testinde değişkenler arasında eş bütünleşik bir ilişki bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Westerlund ve Edgerton (2008) yapısal kırılmalı eş bütünleşme testinde ortalamada değişim modelinde hem trenddeki değişim hem de düzeydeki değişim de eş bütünleşik bir ilişki bulunmaktadır. Ancak, rejimde değişim modelinde hem trenddeki değişim hem de düzeydeki değişim de eş bütünleşik bir ilişkinin bulunmadığı tespit edilmiştir. Rejim değişiminde değişkenler arasında eş bütünleşik bir ilişkinin olmaması serilerde yapısal kırılmaların olmasına bağlı olarak her bir ülkenin ortalamasının birbirinden farklı olduğunu göstermektedir. Ayrıca, uzun dönemde eğimde meydana gelen kırılma değişkenler arasında eş bütünleşik ilişkinin ortadan kalkmasına neden olmuştur. Eş bütünleşme testi kırılma tarihlerine bakıldığında her bir ülke için farklı tarihler bulunmuştur. Bu tarihler büyük küresel şoklar dikkate alındığında birçok ülke 2001/2002'de 11 Eylül saldırıları, 2008 yılı finansal krizini ve 2018 yılında gerçekleşen ticaret savaşlarının etkisi olarak değerlendirilmektedir.



**Tablo 4: Panel Dinamik En Küçük Kareler Tahmini (PDOLS) Analiz Sonuçları**

Değişkenler	Gelir	Tüfe	Kısa Dönem Faiz Oranı	Devlet Tahvili Faiz Oranı
<b>Beta</b>	-0,07861	-0,2644	-1,326	0,3295
<b>t-stat</b>	-2,074	-1,747	-4,926	4,135
Level Shift Dummy	Gelir	Tüfe	Kısa Dönem Faiz Oranı	Devlet Tahvili Faiz Oranı
<b>Beta</b>	0,009427	1,288	-3,147	0,7801
<b>t-stat</b>	2,943	12,42	-5,609	1,617
Trend Shift Dummy	Gelir	Tüfe	Kısa Dönem Faiz Oranı	Devlet Tahvili Faiz Oranı
<b>Beta</b>	-0,003721	-0,06326	2,402	-1,424
<b>t-stat</b>	1,2	-0,03235	2,976	-3,672

Bu değerler stata16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

Modeldeki değişkenler arasında uzun vadeli ilişkiyi açıklamak için modeldeki değişkenlerin eş bütünleşen vektörleri tahmin edilecektir. Buna bağlı olarak uzun dönem katsayı tahmini için PDOLS ve DOLS tahmini kullanılacaktır. PDOLS tahmini sonuçlarına bakıldığında, gelir, kısa dönem faiz oranı ve devlet tahvil faiz oranı, ortalama değişim eş bütünleşme testinde düzeyde kayma (level shift) de gelir, tüfe ve kısa dönem faiz oranı değişkeni, eğilimde kayma (trend shift) kısa dönem faiz oranı ve devlet tahvil faiz oranı değişkenine eklenen dummy değişkeni -1.96 ile 1.96 kritik değer aralığı dikkate alındığında anlamlı bir ilişki bulunmaktadır.

DOLS tahmini analiz sonuçlarına bakıldığında, (1) Kısa dönem faiz oranı değişkeninin Finlandiya (1.2720), İngiltere (0.7385), Türkiye (0.3144), İsveç (0.7900) ve Macaristan (0.8275)'de istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretli olarak bulunmuştur. Bu sonuca göre Finlandiya'da kısa dönem faiz oranlarında %1 lik bir yükselme tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetini artırmaktadır. Başka bir ifadeyle kısa dönem faiz oranlarındaki artışın, gelecek bir dönemde bugünkü tüketimdeki artışı bugünden bir dönem sonraki borçlanmaya göre daha hızlı artmaktadır. Bu açıdan Finlandiya'da hane halkının kısa dönemli faiz oranlarının artışı karşısında tüketimi tercih etmektedirler. Ayrıca Finlandiya'da geleceğe yönelik olarak bugünden borçlanarak daha fazla bir tüketim yapma eğilimi var olduğu ifade edilebilir. Bu oranın birden büyük olması hane halkının likidite riskinin ve faiz oranına duyarlılığının büyük olduğunu göstermektedir. Eğer kısa vadeli faiz oranlarının düşmesi durumunda tüketim borçlanma elastikiyetinin azaldığı ve hane halkının daha çok tüketimden vazgeçme eğilimine sahip olmaktadır. Bu sonuç iki açıdan yorumlanabilir. İlki kısa vadeli faiz oranlarının azalması ekonomide durgunluğa yönelik bir eğilim olmasından dolayı, tüketimin azalmasına bağlı olarak para talebindeki azalma sonucunda ortaya çıkmasıdır. İkincisi de kısa vadeli faiz oranlarındaki düşme sonucunda daha önce kullanılan kredi veya borçların daha düşük bir faiz oranıyla yapılandırılmasıdır. İngiltere (0.7385), Türkiye (0.3144), İsveç (0.7900) ve Macaristan (0.8275)'de katsayıları dikkate alındığında kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimin tüketimin borçlanmaya göre elastikiyeti üzerindeki etkisi, kendi değişiminden daha düşüktür. Ama genel eğilim Finlandiya ile aynıdır. Burada farklılaşan tek ülke Avustralya'dır. Avustralya'nın (-2.0520) katsayısına göre kısa dönem faiz oranı değişim ile bu ülkenin hane halkının tüketiminin borçlanmaya göre elastikiyeti ters yönlüdür. Yani kısa dönem faiz oranları düştüğünde tüketimdeki artış oranının borçlanmaya göre duyarlılığı artmaktadır. Buda faiz oranlarındaki düşmeyle tüketimin artacağı ve bunun daha çok borçlanmaya yol açacağı yönündeki geleneksel iktisat teorisini desteklemektedir. Ya da kısa vadeli faiz oranları artığında tüketimdeki azalma borçlanmaya göre daha yüksek hızda olma eğilimindedir.

(2) Devlet tahvil faiz oranı değişkeninin Danimarka (-0.8555), Fransa (-1.3580), İngiltere (-3.1680), Polonya (-2.6080) ve Hollanda (-0.7321)'de istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olarak bulunmuştur. Buna göre devlet tahvilinin faiz oranlarındaki artışın negatif servet etkisi olarak alındığında, bu etkinin söz konusu ülkelerde tüketim azalışına sebep olacağı bilinmektedir. Burada önemli olan nokta İngiltere (-3.1680), Polonya (-2.6080) ve Fransa (-1.3580) için bu etkinin çok yüksek bulunmuş olmasıdır. Danimarka (-0.8555) ve Hollanda (-0.7321) için söz konusu eğilim geçerli olmakla birlikte katsayıların birden küçük olmasına bağlı olarak söz konusu ülkelere göre etki düşüktür. Bu ülkelerde hane halkının tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetinin tahvil faiz oranlarındaki değişimine göre ters yönde daha düşük oranda olması, hane halkının

negatif servet etkisine bağlı olarak borç azaltılmasına gittiği ve bunu tüketime göre daha fazla tercih ettiği yönünde olduğu konusunda bir bulgudur. Devlet tahvil faiz oranı değişkeninin Finlandiya (0.7935), Almanya (1.0800), Türkiye (0.3782) ve Macaristan (0.3150)'da istatistiksel olarak pozitif işaretli ve anlamlı olarak bulunmuştur. Bu oranlara göre devlet tahvil faiz oranlarındaki bir artış yani negatif servet etkisi tüketiminin borçlanmaya göre elastikiyetinin artmasına yol açmaktadır. Söz konusu etkileşimde söz konusu değişim Almanya dışındaki ülkelerde düşüktür. Yani Almanya'da söz konusu zamanlar arası tüketim borçlanma arasındaki ikame ilişkisinde hane halkı daha çok tüketim yapmayı tercih etmektedir. Diğer ülkelerde Finlandiya, Türkiye ve Macaristan için tüketimdeki artış daha yavaş olmaktadır.

(3) Gelir değişkeninin Danimarka (-0.1514), Finlandiya (-0.2102), Fransa (-0.4697), İngiltere (-0.2451), Polonya (-0.3370), Hollanda (-0.4973)'da anlamlı ve negatif işaretli olması tüketimin borçlanmaya göre elastikiyeti azaltmaktadır. Gelir artışlarının söz konusu etkisi geleneksel iktisat teorisiyle uyumludur. Ancak söz konusu katsayıların değerlerinin mutlak değer olarak birden küçük olması, gelir artışlarının hane halkı borç düzeyi üzerinde artış eğilimine yol açtığını göstermektedir. Bu artış tüketimdeki değişimden daha yüksek oranda olduğu yönünde bir bulgudur. Almanya (0.5209), Türkiye (0.1127), İsveç (0.4305) ve Macaristan (0.5712)'de anlamlı ve pozitif işaretli olması bu ülkelerde hane halkı gelirin artması tüketim düzeyinde artışa yol açmış olmasına karşın bu artışın borçlanma düzeyine göre daha yavaş olduğu yönünde bir bilgi sağlamaktadır.

(4) Tüfe değişkeninin Avusturya (-7.9900), Belçika (-4.5030), Çek Cumhuriyeti (-2.4840), Finlandiya (-2.4080), Fransa (-3.1790), Hollanda (-3.5940)'da istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olması; bu ülkelerde tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetinin çok yüksek oranda bir azalma eğilimine neden olduğunu göstermektedir. Bunun başka bir ifadesi fiyatlar genel düzeyindeki %1 lik bir artışın bu ülkelerde borçlanmada tüketime göre daha büyük oranda bir değişime yol açıyor olmasıdır. Bu sonuca göre bu ülkelerde hane halkı fiyatlar genel düzeyindeki artışa karşı borçlanmayı tercih etmektedir.

## SONUÇLAR

Bu çalışmada 1998: Q1-2020:Q3 yılları arasında çeyreklik veriler kullanılarak OECD'ye üye ülkelerde hane halkının ekonomik kararlarını verirken davranışlarında değişimine neden olup olmadığı tüketim harcamalarından hareketle analiz edilmiştir. Bundan dolayı makro etkileri hane halkı düzeyinde GMM yaklaşımı, panel zaman serisi ve kulüp yakınsama yaklaşımları kullanılarak incelenmiştir.

GMM yaklaşımından elde edilen bulgulara göre, ülkelerin IES değerlerine ait değerler ekler kısmında tablo8 ve tablo9'da gösterilmektedir. IES değerleri sıfırdan farklıdır. Analiz sonucunda elde edilen tahminleri ülke bazında karşılaştırsak hane halkının faiz oranındaki değişime tepkisinin incelenen ülkelerde farklı olduğu görülmektedir. Bu çerçeve de her bir ülke için IES tahminindeki farklılığın olmasına bağlı olarak, hane halkı arasında IES değerinin heterojen olduğunu söyleyebiliriz. Ayrıca, IES değerinin 0'a yakın olması dinamik makro ekonomik modellere dayanan çalışmalarda yaygın olarak elde edilmektedir. Bu çerçeve de analiz sonucunda elde edilen bulgular dikkate alındığında hane halkının tüketiminin Euler denkleminin dayanan tahminlerle oldukça uyumlu sonuçlar elde edilmiştir. Sonuç olarak, OECD'ye üye ülkelerde IES değerine ilişkin tüm tahminler küçüktür. Dolayısıyla, IES değerinin 0.5'in çok üzerinde olmasının muhtemel olmadığı yönündeki güçlü sonucu desteklemektedir.

Kulüp yakınsaması analiz sonucuna bağlı olarak kulüpler arasında hane halkının tüketimin borçlanmaya göre elastikiyeti açısından heterojenlik olduğunu göstermektedir. Elde edilen bulgulara göre, ülke grupları aynı kulübe düştükçe, farklı ülkelerde hane halkının tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetinin benzer faktörlerden etkilendiği anlamına gelmektedir. Ülkeler arasında tam yakınsamanın olmaması her bir ülkede hane halkının kararının kendine özgü faktörden etkilendiğini veya ülke koşullarının bu konuda etkili olması olarak yorumlanabilir. Ancak, kulüp yakınsama da benzer makro ekonomik koşullara sahip ülkeler arasında sınıflandırma yapmaktadır. Kulüpler arasındaki farklılıklar ülke koşullarının belirleyici olduğu yönünde bir bulgu sunmaktadır. Genel olarak, ampirik bulgular, yakınsama kulüpleri arasında hane halkının tüketimin borçlanmaya göre elastikiyeti üzerinde etkili olan faktör açısından farklılaşma gösterdiği sonucuna varmaktadır. Dolayısıyla, ülkelerin tek bir denge durumuna yakınsamadığı hipotezini destekleyerek Baumol, (1986)'un yakınsama hipotezini doğrulamaktadır.

Analizde üç farklı kulübün olması, ortak para politikası kullanan ülkelerde hane halkının tercihinde farklı yollar izlediğini belirtmektedir. Dolayısıyla her bir ülkede hane halkının heterojen olduğunun ve ülkenin kendine özgü özelliklerinin göz ardı edilmesinin ortaya çıkaracağı asimetrik etkiler açısından önemli bir sonuçtur. Bu aynı para birimini kullanan ve ortak para politikalarından etkilenen ülkelerin neden farklı kulüpler içinde olduklarını açıklamaktadır. Bu çerçeve de elde edilen bulgular para politikasının uygulanmasında bütün

ülkelerde aynı sonuçları elde edilemeyeceğini belirtmektedir. Özellikle Avrupa Birliği içindeki ülkelerin hane halkının tüketim borç arasındaki etkileşimi para politikasının asimetrik olacağı yönünde bir bilgidir.

Elde edilen bulgular dikkate alındığında bu kulüplerin OECD'ye üye ülkeler de hane halkının tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetiyle ilgili koşullu olarak yakınsadıklarını, ancak bu kulüp üyelerinin uzun vade de hane halkının tüketimin borçlanmaya göre elastikiyetini azaltmak için farklı ekonomik politika uygulama olasılığı olduğunu göstermektedir. Ayrıca, hane halkının tüketimin borçlanmaya göre elastikiyeti artış oranı zamanla yakınsamaktadır. Bu bulgular çalışmamızda GMM tahmini ve uzun dönem tahmin analiziyle elde ettiğimiz sonuçlarla da desteklenmektedir. Ülkelerin farklılığı Keynesgil ekonomide tüketimin gelire olan duyarlılığını gösteren marjinal tüketim eğiliminin de farklılaşmasına neden olacağını göstermektedir. Buda ülkelerin farklılaşan bir konjonktür hareketiyle karşı karşıya kalacağı yönünde bir çıkarsama yapılmasını sağlamaktadır.

DPOLs tahmin sonuçları dikkate alındığında, hane halkının gelecekteki gelirine ilişkin aşırı iyimser beklentiye sahip olması, dolayısıyla faiz oranının yükselmesi söz konusu kısa vadeli faiz oranlarının katsayısının negatif olan ülkeler için artığını göstermektedir. Söz konusu katsayılar ele alınan zaman aralığında tüketimin ve borçlanmanın bir dönemde elastikiyetindeki değişmeyi göstermektedir. Bu durum Emirıs & Koulischer, (2021) çalışmasıyla tutarlılık göstermektedir. Bu çerçevede de faiz oranının düşük olmasına bağlı olarak kredi arzındaki genişlemelerin hane halkı talebini artırması Mian & Sufi, (2018) tarafından geliştirilen borca dayalı hane halkı talebi hipotezinin uygulanması için gerekli ortamı hazırlamaktadır. Finlandiya, İngiltere, Türkiye, İsveç ve Macaristan'da hane halkı gelirinden fazla olan tüketim harcamasını finanse etmek için faiz oranının düşük olmasına bağlı olarak hane halkının daha çok borçlanma tercihi gerçekleştiği görülmektedir. Dolayısıyla bu ülkelerde hane halkının tüketim harcamasını borçla finanse ettiğinden dolayı Andersen et al., (2016) tarafından geliştirilen harcama normalleştirme/borçla finanse edilen fazla harcama hipotezini desteklemektedir. Ayrıca, İngiltere için elde edilen bulgular Svensson, (2021) çalışmasıyla tutarlı sonuçlar vermektedir. Bu çerçevede de yatay kesit birimlerini oluşturan bu ülkeler için hane halkının borçlanma yoluyla finanse edilen tüketim harcaması, bu hane halkı için borç-gelir oranının yükselmesinin ana nedenini oluşturmaktadır. Ancak, diğer ülkeler için harcama normalleştirme/borçla finanse edilen fazla harcama hipotezini desteklememektedir.

Analiz sonuçlarından elde edilen bulgularla birlikte, hane halkı borcunun dikkatli bir şekilde izlenmesi, finansal istikrar ve makroekonomik politikaya dahil edilmesi gerektiğini göstermektedir. Ayrıca, Merkez bankasının kredi daraltmak için uygulayacağı politika tüketim ve tasarruf üzerinde bir değişmeye neden olacağından dolayı politika belirleme sürecinde borcun büyümesi gibi birçok faktörün de dikkate alınması gerekmektedir. Faiz oranı hane halkı davranışı üzerinde en etkili araçlardan birisidir. Bu nedenle finansal sistemde yapılacak reformlar ve para politikası dikkatli bir şekilde kullanılmalıdır. Para politikasının etkisi de kişisel borcu ve ardından tüketimi olumsuz etkiliyor gibi görüldüğü için önemlidir. Bu çerçevede özellikle kısa dönem faiz oranı ve devlet tahvil faiz oranının hane halkı borçluluğu ve tasarruf kararı üzerinde önemli etkisi olabilecek makroekonomik politika araçlarından biri olarak kabul edilmesi nedeniyle, faiz oranını artırmaya yönelik herhangi bir karar için politika yapıcı tarafından makro ekonomik etkileri dikkate alınarak karar verilmelidir.

Ülke bazında analiz sonuçları dikkate alındığında, likidite kısıtlamasının gevşetilmesi ve mali reformların yapılmasına bağlı olarak borç faiz oranı, gelir ve fiyattaki değişime duyarlılığı artacaktır. Bu çerçevede de hane halkı tüketimin gelir beklentisindeki değişikliğine duyarlılığı artacak ve dolayısıyla tüketimdeki oynaklığın potansiyel olarak artmasına neden olacaktır. Tüketim harcamasında meydana gelen oynaklık toplam çıktı kanalıyla ekonomik dalgalanmaya neden olabilir. Bu sonuçlara bağlı olarak hane halkının daha yüksek borçluluğunun makroekonomik etkisi, borcun hane halkı arasındaki dağılımına ve ekonomideki şokun doğasına büyük ölçüde bağlı olacaktır. Bu nedenle ülkeler arasında farklılıkların olması ve hane halkı davranışının heterojen olduğu dikkate alındığında hane halkının makro ekonomik davranışların analiz edilmesi için iktisatçıların psikologların ve sosyologların da çalışması gerekmektedir. Günümüz koşullarında finansal sistemin istikrarının amaçlandığı makro ihtiyati politikaların amaç seti içine hane halkı borç stoku ve kredi kullanımının dahil edilmesi gereklidir. Bunun için hane halkının iktisat politikalarına karşı davranışlarını nasıl değiştirdiği analiz edilmelidir.

## KAYNAKÇA

- Abebeaw, A. (2021). Output Gap Determinants in Ethiopia. *Cogent Economics and Finance*, 9(1). <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1887550>
- Alan, S., Atalay, K., & Crossley, T. F. (2019). Euler Equation Estimation on Micro Data. *Macroeconomic Dynamics*, 23(8), 3267–3292. <https://doi.org/10.1017/S1365100518000032>
- Alan, S., & Browning, M. (2010). Estimating Intertemporal Allocation Parameters Using Synthetic Residual Estimation. *Review of Economic Studies*, 77(4), 1231–1261. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2010.00607.x>
- Albayrak, Ö. (2020). Household Consumption, Household Indebtedness, and Inequality in Turkey: A Microeconomic Analysis. In NBER Working Paper No. 26796 (Issue December).
- Albuquerque, B., & Krustev, G. (2015). Debt Overhang and Deleveraging in the US Household Sector: Gauging the Impact on Consumption (Vol. 47). <https://doi.org/10.1111/roiw.12265>
- Andersen, A. L., Duus, C., & Jensen, T. L. (2016). Household Debt and Spending During the Financial Crisis: Evidence from Danish Micro Data. *European Economic Review*, 89(December 2012), 96–115. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2016.06.006>
- Baddeley, M., & Baddeley, M. (2019). Behavioural Macroeconomics. *Behavioural Economics and Finance*, 255–270. <https://doi.org/10.4324/9781315211879-17>
- Barba, A., & Pivetti, M. (2009). Rising Household Debt: Its Causes and Macroeconomic Implications - A Long-Period Analysis. *Cambridge Journal of Economics*, 33(1), 113–137. <https://doi.org/10.1093/cje/ben030>
- Baumol, W. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show. *The American Economic Review*, 76(5), 1072–1085. <https://doi.org/10.2307/1816469>
- Bhamra, H. S., Uppal, R., Dumas, B., Ma, C., Wang, T., & Yan, H. (2003). The Role of Risk Aversion and Intertemporal Substitution in Dynamic Consumption-Portfolio Choice with Recursive Utility. <https://pdfs.semanticscholar.org/2802/4a0e0771f99155d4dbc9e58268342af25d4c.pdf>
- Blundell, R., Browning, M., & Meghir, C. (1989). A Microeconomic Model of Intertemporal Substitution and Consumer Demand (No. 324; Issue 324).
- Boug, P., Cappelen, Å., Jansen, E. S., & Swensen, A. R. (2021). The Consumption Euler Equation or the Keynesian Consumption Function? In *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (Vol. 83, Issue 1, pp. 252–272). <https://doi.org/10.1111/obes.12394>
- Cameron, S. (1994). Household Debt Problems: Towards a Micro-Macro Linkage. *Review of Political Economy*, 6(2), 205–220. <https://doi.org/10.1080/09538259400000010>
- Campante, F., Sturzenegger, F., & Velasco, A. (2021). Advanced Macroeconomics: An Easy Guide. In *Advanced Macroeconomics: An Easy Guide*. <https://doi.org/10.31389/lsepress.ame>
- Cavallari, L. (2020). Monetary Policy and Consumers' Demand. *Economic Modelling*, 92(February), 23–36. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.06.022>
- Charles, A., & Kasilingam, R. (2015). Do Investors Emotions Determine their Investment Decisions. *Drishtikon: A Management Journal*, 6(2). <https://doi.org/10.21863/drishtikon/2015.6.2.005>
- Debelle, G. (2004). Macroeconomic Implications of Rising Household Debt (No. 153). [www.bis.org](http://www.bis.org)
- Drechsel-Grau, M., & Greimel, F. (2019). Falling Behind: Has Rising Inequality Fueled the American Debt Boom?
- Duesenberry, J. S. (1967). Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior. In *Oxford University Press*. <https://doi.org/10.2307/3497126>
- ECB. (2007). Financial Stability Review. In *European Central Bank* (Issue December). <http://www.ecb.int>
- Elmendorf, D. W. (1996). The Effect of Interest-Rate Changes on Household Saving and Consumption : A Survey. In *Federal Reserve Board* (Issue 27). <https://doi.org/10.17016/feds.1996.27>
- Emiris, M., & Koulischer, F. (2021). Low Interest Rates and the Distribution of Household Debt. In *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3805839>
- Flodén, M., Kilström, M., Sigurdsson, J., & Vestman, R. (2020). Household Debt and Monetary Policy: Revealing the Cash-Flow Channel. *The Economic Journal*, 131(636), 1742–1771. <https://doi.org/10.1093/ej/ueaa135>
- Gabaix, X. (2015). Online Appendix for Behavioral Macroeconomics via Sparse Dynamic Programming. In *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2705789>
- Gabaix, X. (2016). Behavioral Macroeconomics Via Sparse Dynamic Programming. <http://www.nber.org/papers/w21848>
- Gabaix, X., & Laibson, D. (2017). Myopia and Discounting. In *Working Paper*. <https://doi.org/10.3386/w23254>
- Gayle, W. R., & Khorunzhina, N. (2011). Heterogenous Intertemporal Elasticity of Substitution and Relative Risk Aversion: Estimation of Optimal Consumption Choice with Habit Formation and Measurement Errors. *SSRN Electronic Journal*, 34329. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1431093>
- Georgiev, A. (2011). An Asset Pricing Model with Time-varying Elasticity of Intertemporal Substitution. *SSRN Electronic Journal*, January. <https://doi.org/10.2139/ssrn.486130>
- Girouard, N., & Blönda, S. (2001). House Prices and Economic Activity. *Cambridge University Press*, *ECO/WKP(20(279))*, 1–30. <http://search.oecd.org/fr/economie/monetaire/34553241.pdf>
- Groth, C. (2010). The Ramsey Model. In *Advanced Macroeconomics* (pp. 277–314). [https://doi.org/10.1142/9781786349132\\_0010](https://doi.org/10.1142/9781786349132_0010)

- H. Pesaran, M., & Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50–93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Havranek, T., Horvath, R., Irsova, Z., & Rusnak, M. (2015). Cross-Country Heterogeneity in Intertemporal Substitution. *Journal of International Economics*, 96(1), 100–118. <https://doi.org/10.1016/J.JINTECO.2015.01.012>
- Juliet B.Schor, A. C. (1996). Empirical Tests of Status Consumption: Evidence from Women's Cosmetics (96.01.007/2; Issue aug.).
- Kamstra, M. J., Kramer, L. A., & Levi, M. D. (2000). Losing Sleep at the Market: The Daylight Saving Anomaly. *American Economic Review*, 90(4), 1005–1011. <https://doi.org/10.1257/aer.90.4.1005>
- Karavias, Y., & Tzavalis, E. (2014). Testing for Unit Roots in Short Panels Allowing for a Structural Break. *Computational Statistics and Data Analysis*, 76, 391–407. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2012.10.014>
- Keynes, J. M. (1936). Genel Teori İstihdam, Faiz ve Paranın Genel Teorisi. *Can Matbaası*.
- Loewenstein, G. F., Hsee, C. K., Weber, E. U., & Welch, N. (2001). Risk as Feelings. *Psychological Bulletin*, 127(2), 267–286. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.2.267>
- Lucey, B. M., & Dowling, M. (2005). The Role of Feelings in Investor Decision Making. *Journal of Economic Surveys*, 19(2), 211–238. <https://brianmlucey.files.wordpress.com/2011/05/riskasfeelings.pdf>
- Mian, A., & Sufi, A. (2018). Finance and Business Cycles: The Credit-Driven Household Demand Channel. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 31–58. <https://doi.org/10.1257/jep.32.3.31>
- Ok, E. A., & Vega-Redondo, F. (2001). On the Evolution of Individualistic Preferences: An Incomplete Information Scenario. *Journal of Economic Theory*, 97(2), 231–254. <https://doi.org/10.1006/jeth.2000.2668>
- Orazio P. Attanasio, & Weber, G. (1993). Consumption Growth, the Interest Rate, and Financial Sophistication. *Review of Economics Studies*, 60, 361–349. <https://doi.org/10.1017/S147474721600010X>
- Pakoš, M. (2011). Estimating Intertemporal and Intra-temporal Substitutions when both Income and Substitution Effects are Present: The Role of Durable Goods. *Journal of Business and Economic Statistics*, 29(3), 439–454. <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.07046>
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *Econometrics Journal*, 11(1), 105–127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- Phillips, P., & Sul, D. (2007). Transition Modeling and Econometric Convergence Tests. *Econometrica*, 75(6), 1771–1855.
- Phillips, P., & Sul, D. (2009). Economic Transition and Growth. *Journal of Applied Econometrics*, 24(22 April), 1153–1185. <https://doi.org/10.1002/jae>
- Pugh, A., Bunn, P., & Yeates, C. (2018). The Distributional Impact of Monetary Policy Easing in the UK between 2008 and 2014. In *Staff Working Paper (Issue 720)*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3156913>
- Ramsey, F. P. (1928). A Mathematical Theory of Saving. *The Economic Journal*, 38(152), 543–559.
- Svensson, L. E. O. (2021). Household Debt Overhang Did Hardly Cause a Larger Spending Fall during the Financial Crisis in the UK. In *Ssrn*. <https://doi.org/10.3386/w28776>
- Thimme, J. (2016). Intertemporal Substitution in Consumption: a Literature Review. *Journal of Economic Surveys*, 1–32. <https://doi.org/10.1111/joes.12142>
- Vissing Jorgensen, A. (2002). Limited Asset Market Participation and The Elasticity of Intertemporal Substitution (No. 8896; NBER Working Papers Series).
- Westerlund, J. (2007). Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2008). A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(5), 665–704. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00513.x>
- Xie, P., Zhang, Y., & Sun, C. (2019). Money Supply, Output Gap and Economic Fluctuations: Evidence from Quarterly Data in China. *International Journal of Internet and Enterprise Management*, 9(2), 91. <https://doi.org/10.1504/ijiem.2019.103213>

## EKLER

EK Tablo 1: Değişkenler Hakkında Tanımlayıcı İstatistikler

	Tüketim/Borç	Hane Halkı Gelir	Kısa dönem Faiz Oranı	Tüfe	Devlet Tahvil Faiz Oranı
Mean	-10.99307	5.897016	0.038576	0.063035	0.048038
Median	-0.006785	5.538071	0.021339	0.01868	0.026228
Maximum	1.927488	10.53247	2.586996	0.822947	0.795311
Minimum	-999.999	3.167556	-0.340678	-0.015245	-0.008765
Std. Dev.	104.2862	1.277619	0.106475	0.166986	0.105496
Skewness	-9.381409	1.274834	11.38582	3.571025	4.922836
Kurtosis	89.01093	4.278901	237.9797	14.08428	28.6462
Jarque-Bera	470162.1	493.6080	3381195	10548.12	45783.02
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	-16005.91	8586.055	56.16598	91.77872	69.9434
Sum Sq. Dev.	15824030	2375.012	16.49519	40.57184	16.19331
Observations	1456	1456	1456	1456	1456

EK Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Tahmini Analiz Sonuçları

Test	Statistic	p-value
LM	4087	0.000***
LM adj*	1335	0.000***
LM CD*	57.91	0.000***

\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde anlamlılığı ifade eder. Bu değerler stata16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

EK Tablo 3: Homojenlik Tahmini Analiz Sonuçları

	Delta	p-value
adj.	19.345	0.000***
	20.016	0.000***

\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde anlamlılığı ifade eder. Bu değerler stata16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

EK Tablo 4: CADF Panel Birim Kök Tahmini Analiz Sonuçları

Değişkenler	TRENDSİZ MODEL			TRENDLİ MODEL		
	Model A			Model A		
	t-bar	Z[t-bar]	P-value	t-bar	Z[t-bar]	P-value
Tüketim/Borç	-2,350	-2,504	0,006	-2,622	-1,297	0,097
Tüfe	-2,342	-2,472	0,007	-2,553	-0,969	0,166
Hane halkı gelir	-1,808	-0,125	0,450	-1,565	3,738	1,000
Kısa Dönem Faiz Oranı	-0,902	3,859	1,0000	-2,097	1,204	0,886
Devlet Tahvili Faiz Oranı	-1,482	1,310	0,905	-2,55	-0,953	0,170
	Model B			Model B		
	t-bar	Z[t-bar]	P-value	t-bar	Z[t-bar]	P-value
Tüketim/Borç	-5,997	-18,534	-	-6,093	-17,822	0,000
Tüfe	-4,991	-14,115	-	-5,056	-12,886	0,000
Hane halkı gelir	-2,652	-3,832	0,000	-2,848	-2,372	0,009
Kısa Dönem Faiz Oranı	-3,778	-8,784	0,000	-3,811	-6,959	0,000
Devlet Tahvili Faiz Oranı	-4,622	-12,491	0,000	-4,604	-10,732	0,000

CADF testi için 10%, 5% ve 1% anlamlılık düzeyi Trendsiz model için sırasıyla -2.110, -2.200 ve -2.360 kiritik değerleri ve Trendli model için sırasıyla -2.630, -2.700 ve -2.850 kiritik değerleri kullanılmaktadır. Bütün testler için geçikme sayısı 4 olarak alınmıştır. Model A CADF birim kök testi sonuçlarını ve Model B serilerin birinci farkı alınarak yapılan analiz sonuçlarını göstermektedir. Bu kiritik değerler stata16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

Ek Tablo 5: CIPS Panel Birim Kök Tahmini Analiz Sonuçları

Değişkenler	TRENDSİZ MODEL	TRENDLİ MODEL
	Model A	Model A
	CIPS	CIPS
Tüketim/Borç	-5,793	-6,262
Kısa Dönem Faiz Oranı	-2,051	-3,018
Hane Halkı Geliri	-2,062	-1,840
Devlet Tahvili Faiz Oranı	-2,667	-3,698
Tüfe	-3,761	-4,093
	Model B	Model B
Tüketim/Borç	-	-
Kısa Dönem Faiz Oranı	-4,011	-
Hane Halkı Geliri	-4,580	-4,955
Devlet Tahvili Faiz Oranı	-	-
Tüfe	-	-

CIPS testi için 10%, 5% ve 1% anlamlılık düzeyi Trendsiz model için sırasıyla -2.110, -2.200 ve -2.360 kiritik değerleri ve Trendli model için sırasıyla -2.630, -2.700 ve -2.850 kiritik değerleri kullanılmaktadır. Bütün testler için geçikme sayısı 4 olarak alınmıştır. Model A CIPS birim kök testi sonuçlarını ve Model B serilerin birinci farkı alınarak yapılan analiz sonuçlarını göstermektedir. Bu kiritik değerler stata16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

**EK Tablo 6: Westerlund Panel Eş bütünleşme Tahmini Analiz Sonuçları**

Statistic	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
<b>Gt</b>	-10.067	-31.763	0.000	0.000***
<b>Ga</b>	-64.128	-21.636	0.000	0.000***
<b>Pt</b>	-38.61	-28.121	0.000	0.000***
<b>Pa</b>	-35.188	-9.895	0.000	0.110

Not: Olasılık değerleri, Bootstrap kullanılarak 1000 örnekleme ile elde edilmiştir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 düzeyinde anlamlılığı ifade eder. Westerlund eş bütünleşme testi sabit değer ve trend eklenerek analiz yapılmıştır. Bu değerler stata 16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

**EK Tablo 7: Yapısal Kırılmalı Eş bütünleşme Tahmini Kırılma Yılları**

Ülkeler	Avusturalya	Avusturya	Belçika	Çekya Cumhuriyeti	Danimarka	Finlandiya	Fransa	Almanya
<b>Model 1</b>	2001Q2	2008Q1	2008Q1	2008Q1	2009Q3	2014Q1	2001Q3	2016Q4
<b>Model 2</b>	2001Q1	2008Q2	2001Q4	2000Q2	2009Q3	2001Q3	2001Q3	2000Q1
Ülkeler	Macaristan	İtalya	Hollanda	Polonya	Portekiz	İsveç	Türkiye	İngiltere
<b>Model 1</b>	2008Q3	2014Q1	2009Q3	2008Q2	2008Q1	2001Q3	2018Q2	2007Q4
<b>Model 2</b>	2008Q3	2014Q1	2001Q3	2008Q2	2008Q1	2001Q3	2002Q3	2007Q4

Model 1 düzeydeki değişimi ve Model 2 trenddeki değişimi göstermektedir. Bu değerler Gauss21 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

**Ek Tablo 8: Kısa Dönem Faiz Değişkeni GMM Yaklaşımı Tahmini Analiz Sonuçları**

Ülkeler	Zamanlar Arası İskonto Faktörü( $\beta$ )	CRRA ( $\gamma$ )	Zamanlar Arası İkame Esnekliği: ( $1/(\gamma)$ )	Ülkeler	Zamanlar Arası İskonto Faktörü( $\beta$ )	CRRA ( $\gamma$ )	Zamanlar Arası İkame Esnekliği: ( $1/(\gamma)$ )
<b>Avusturalya</b>	0.9939 0.000	12.7252 0.05	0.0786 0.005	<b>Macaristan</b>	0.9755 0.000	12.6998 0.000	0.0787 0.000
<b>Avusturya</b>	1.005 0.000	15.4182 0.000	0.0649 0.000	<b>İtalya</b>	0.9908 0.000	6.9709 0.000	0.1435 0.000
<b>Belçika</b>	0.9931 0.000	6.4952 0.009	0.1540 0.009	<b>Hollanda</b>	1.0048 0.000	16.9677 0.027	0.0589 0.0027
<b>Çek Cumhuriyeti</b>	1.0241 0.000	28.4999 0.300	0.0351 0.300	<b>Polonya</b>	1.0179 0.000	24.9867 0.000	0.0400 0.000
<b>Danimarka</b>	0.9845 0.000	1.9988 0.82	0.5003 0.820	<b>Portekiz</b>	0.9916 0.000	4.2322 0.067	0.2363 0.067
<b>Finlandiya</b>	0.9919 0.000	3.9009 0.094	0.2564 0.094	<b>İsveç</b>	1.0203 0.000	22.201 0.256	0.0450 0.256
<b>Fransa</b>	1.0085 0.000	29.4697 0.000	0.0339 0.000	<b>Türkiye</b>	1.000 0.000	36.0197 0.000	0.0278 0.000
<b>Almanya</b>	0.9874 0.000	1.2091 0.000	0.8271 0.000	<b>İngiltere</b>	0.9971 0.000	18.209 0.008	0.0549 0.008

Bu kritik değerler Jupyter Notebook 6.0.3 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.



**Tablo 9: Devlet Tahvili Değişkeni GMM Yaklaşımı Tahmini Analiz Sonuçları**

Ülkeler	Zamanlar Arası İskonto Faktörü( $\beta$ )	CRRRA ( $\gamma$ )	Zamanlar Arası İkame Esnekliği: ( $1/(\gamma)$ )	Ülkeler	Zamanlar Arası İskonto Faktörü( $\beta$ )	CRRRA ( $\gamma$ )	Zamanlar Arası İkame Esnekliği: ( $1/(\gamma)$ )
<b>Avusturalya</b>	0.9971 0.000	13.8226 0.000	0.0723 0.000	<b>Macaristan</b>	1.1031 0.000	89.7655 0.000	0.0111 0.000
<b>Avusturya</b>	1.0087 0.000	23.4622 0.002	0.0426 0.002	<b>İtalya</b>	0.9833 0.000	6.0721 0.000	0.1647 0.000
<b>Belçika</b>	1.0002 0.000	14.7197 0.000	0.0679 0.0000	<b>Hollanda</b>	1.0091 0.000	19.7039 0.075	0.0508 0.0750
<b>Çek Cumhuriyeti</b>	1.026 0.000	30.1599 0.024	0.0332 0.024	<b>Polonya</b>	1.0134 0.000	22.9217 0.000	0.0436 0.000
<b>Danimarka</b>	0.9605 0.0000	-17.0264 0.231	-0.0587 0.231	<b>Portekiz</b>	0.9754 0.000	0.9744 0.771	1.0263 0.771
<b>Finlandiya</b>	0.9928 0.000	6.0959 0.017	0.1640 0.017	<b>İsveç</b>	0.9965 0.000	10.6897 0.305	0.0935 0.305
<b>Fransa</b>	1.0023 0.000	24.3087 0.000	0.0411 0.000	<b>Türkiye</b>	0.998 0.000	32.8387 0.000	0.0305 0.000
<b>Almanya</b>	0.9875 0.000	1.1157 0.002	0.8963 0.002	<b>İngiltere</b>	0.9841 0.000	8.6836 0.049	0.1152 0.049

Bu kiritik değerler Jupyter Notebook 6.0.3 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

EK Tablo 10: DOLS Tahmini Analiz Sonuçları

Ülkeler	Variables	$\beta$	t-stat	Ülkeler	Variables	$\beta$	t-stat
Avusturya	Hanehalkı Geliri	0.1278	1.4370	Macaristan	Hanehalkı Geliri	0.5712	3.3250
	Tüfe	0.0589	0.0658		Tüfe	0.3628	0.8477
	Kısa Dönem Faiz Oranı	-2.0520	-3.7930		Kısa Dönem Faiz Oranı	0.8275	4.1310
	Devlet Tahvili Faiz Oranı	0.2718	0.4956		Devlet Tahvili Faiz Oranı	0.3150	3.4840
	Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0542	2.9210		Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0084	0.4479
	Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	0.4044	0.7611		Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	2.7610	5.1290
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-10.5500	-2.6580		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-3.2940	-0.9748
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	7.9210	2.2850		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-7.5790	-2.3710
	Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0479	-1.5580		Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0150	-1.3290
	Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.7710	-1.2870		Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	-3.3460	-3.7210
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	7.7790	1.8720		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	1.3220	0.4105
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-7.3340	-2.1940		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	8.9370	2.9340
Avusturya	Hanehalkı Geliri	-0.8537	-1.2480	İtalya	Hanehalkı Geliri	-0.0580	-1.4970
	Tüfe	-7.9900	-2.9150		Tüfe	-0.3766	-0.8260
	Kısa Dönem Faiz Oranı	3.0760	2.6630		Kısa Dönem Faiz Oranı	0.2525	1.0200
	Devlet Tahvili Faiz Oranı	0.4665	0.2267		Devlet Tahvili Faiz Oranı	-0.6524	-1.9950
	Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0280	0.8736		Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0178	2.1100
	Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	2.1690	1.3820		Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	0.6478	2.3560
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-2.7810	-0.2311		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-3.8260	-1.6860
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-5.4100	-0.4202		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	2.8590	1.5570
	Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0616	-1.9270		Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0226	-2.9780
	Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	2.0310	0.8406		Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.4556	-0.8731
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	14.7600	1.2240		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	2.9410	1.5010
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.5810	-0.1365		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.1350	-0.6912
Belçika	Hanehalkı Geliri	-0.2469	-1.8410	Hollanda	Hanehalkı Geliri	-0.4973	-4.9330
	Tüfe	-4.5030	-3.3600		Tüfe	-3.5940	-4.6590
	Kısa Dönem Faiz Oranı	0.3418	0.9219		Kısa Dönem Faiz Oranı	-0.3167	-0.8055
	Devlet Tahvili Faiz Oranı	0.5404	1.4400		Devlet Tahvili Faiz Oranı	-0.7321	-2.1700
	Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	-0.0079	-1.5240		Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0140	2.5280
	Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	1.3330	3.7330		Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	0.9573	2.6400
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-3.5660	-1.0910		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-3.7240	-2.4270
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	3.5360	0.9914		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-0.8402	-0.5038
	Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	0.0209	2.5730		Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	0.0341	4.4520
	Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	2.3010	2.5800		Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	1.2790	2.0770
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-2.3520	-0.9314		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.7430	-0.9707
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.4680	-0.6286		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0581	-0.0328
Çekya Cumhuriyeti	Hanehalkı Geliri	0.0008	0.0064	Polonya	Hanehalkı Geliri	-0.3370	-3.4820
	Tüfe	-2.4840	-3.1080		Tüfe	0.5344	1.0650
	Kısa Dönem Faiz Oranı	-0.7312	-1.4500		Kısa Dönem Faiz Oranı	0.1202	0.3894
	Devlet Tahvili Faiz Oranı	0.8412	1.8960		Devlet Tahvili Faiz Oranı	-2.6080	-6.6890
	Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	-0.0123	-2.4560		Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	-0.0374	-2.5730
	Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	0.4924	1.0640		Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	0.8095	1.8530
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	1.8960	0.6112		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-0.8010	-0.3225
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	0.7884	0.2975		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	0.8800	0.3609
	Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0002	-0.0268		Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	0.0499	3.8900
	Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	1.2150	1.4390		Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.7770	-3.9520
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	2.4750	0.9777		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	2.1220	0.9532
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-4.2180	-1.5850		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.7972	-0.3318

Bu değerler stata16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.

Ek Tablo 10-Devamı: DOLS Tahmini Analiz Sonuçları

Ülkeler	Variables	$\beta$	t-stat	Ülkeler	Variables	$\beta$	t-stat
Danimarka	Hanehalkı Geliri	-0.1514	-2.4300	Portekiz	Hanehalkı Geliri	0.0477	1.4390
	Tüfe	-0.4837	-0.9078		Tüfe	-0.1127	-0.2660
	Kısa Dönem Faiz Oranı	-0.0919	-0.3552		Kısa Dönem Faiz Oranı	-0.2057	-0.7528
	Devlet Tahvili Faiz Oranı	-0.8555	-2.0660		Devlet Tahvili Faiz Oranı	0.2851	1.0000
	Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0060	0.7580		Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0017	0.1708
	Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	1.2480	3.3360		Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	1.6840	5.3970
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-9.2130	-3.4580		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-4.3200	-1.6490
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	5.9700	2.9630		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	0.7824	0.3046
	Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0136	-1.6200		Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	0.0116	1.2960
	Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.8430	-1.3230		Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.6313	-1.1980
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	8.0280	3.5770		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	1.2730	0.4706
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-4.9150	-2.4860		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.6630	-0.6744
Finlandiya	Hanehalkı Geliri	-0.2102	-3.4270	İsviç	Hanehalkı Geliri	0.4305	2.9740
	Tüfe	-2.4080	-4.6240		Tüfe	0.0296	0.0506
	Kısa Dönem Faiz Oranı	1.2720	5.0640		Kısa Dönem Faiz Oranı	0.7900	2.0030
	Devlet Tahvili Faiz Oranı	0.7935	2.7110		Devlet Tahvili Faiz Oranı	0.1723	0.5092
	Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	-0.0018	-1.1010		Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0263	2.8240
	Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	2.6940	8.1770		Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	0.1294	0.5060
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-3.4030	-4.6440		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	2.6970	1.1210
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	1.0560	1.2510		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-2.4420	-1.1150
	Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	0.0243	5.2150		Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0145	-1.0550
	Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	3.6890	5.8430		Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	1.0730	1.7340
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.9050	-1.8260		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-2.5400	-0.8958
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-2.5600	-3.1390		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	0.1604	0.0619
Fransa	Hanehalkı Geliri	-0.4697	-5.2700	Türkiye	Hanehalkı Geliri	0.1127	4.5260
	Tüfe	-3.1790	-3.4360		Tüfe	-0.0812	-0.3939
	Kısa Dönem Faiz Oranı	0.4202	1.1740		Kısa Dönem Faiz Oranı	0.3144	2.1770
	Devlet Tahvili Faiz Oranı	-1.3580	-3.7630		Devlet Tahvili Faiz Oranı	0.3782	2.5770
	Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0282	2.8050		Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0249	2.7020
	Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	1.6150	4.9770		Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	1.6600	5.3680
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-6.0490	-2.4690		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-3.0730	-2.3960
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	3.5560	1.7560		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-0.9967	-0.6178
	Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0222	-1.6060		Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0144	-0.9842
	Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	0.7766	1.1540		Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	0.0908	0.7397
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	4.2200	1.5110		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	0.7329	1.5970
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-2.3040	-1.1060		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.1420	-2.7610
Almanya	Hanehalkı Geliri	0.5209	4.2870	İngiltere	Hanehalkı Geliri	-0.2451	-2.1640
	Tüfe	2.4240	1.6560		Tüfe	0.5813	1.1070
	Kısa Dönem Faiz Oranı	0.5173	1.1690		Kısa Dönem Faiz Oranı	0.7385	2.9820
	Devlet Tahvili Faiz Oranı	1.0800	2.0590		Devlet Tahvili Faiz Oranı	-3.1680	-6.7030
	Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	0.0019	1.3750		Gelir Değişkeni Level Shift Dummy	-0.0013	-0.0897
	Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	2.1590	3.3490		Tüfe Değişkeni Level Shift Dummy	-0.1531	-0.3632
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-0.1015	-0.0943		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-0.2461	-0.0675
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	-2.7130	-1.7790		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Level Shift Dummy	5.1120	1.5100
	Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	-0.0063	-0.9432		Gelir Değişkeni Trend Shift Dummy	0.0179	1.4030
	Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	-1.1360	-0.9351		Tüfe Değişkeni Trend Shift Dummy	-3.5090	-4.4130
	Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	5.7090	3.4880		Kısa Dönem Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-4.3870	-1.0520
	Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	-3.1230	-2.0450		Devlet Tahvili Faiz Oranı Değişkeni Trend Shift Dummy	0.4235	0.1287

Bu değerler stata16 ekonometrik programda yapılan analiz sonucunda elde edilmiştir.