

## **TÜRKİYE’DE PARA TALEBİNİN UZUN ve KISA DÖNEM DENGESİNİN ARDL ve VEC YAKLAŞIMLARI ile ANALİZ EDİLMESİ**

### ***ANALYSIS of LONG-and SHORT-RUN BALANCE of MONEY DEMAND in TURKEY USING ARDL and VEC APPROACHES***

**Bülent DOĞRU**

Gümüşhane Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, GÜMÜŞHANE

### **ÖZ**

Bu çalışmada Mundell’in (1963) döviz kurunu içeren para talebi fonksiyonu eş bütünleşme sınır testi yaklaşımı-ARDL (autoregressive distributed lag) ve VECM (hata düzeltme modeli) yöntemleri kullanılarak Türkiye için test edilmektedir. Çalışmanın amacı, geniş para talebinin (M2) kısa dönem istikrar düzeyini ortaya koymak ve uzun dönemde para talebinin milli gelir, faiz oranı ve döviz kuru ile eş-bütünleşik hareket edip etmediğini ortaya çıkarmaktır. Çalışma 1970 ve 2010 arası dönemde yıllık verileri kapsamaktadır. Elde edilen ampirik bulgulara göre, M2 uzun dönemde gelir, faiz ve döviz kuru ile eş bütünleşik hareket etmektedir, yani uzun dönemde bu değişkenlerin doğrusal bileşimi bir denge noktasına yakınsamaktadır. Ancak kısa dönemde para talebi fonksiyonu sadece mevduat faiz oranı ile anlamlı ve negatif ilişkili bulunmuştur.

**Anahtar Sözcükler:** M2, ARDL, Eş bütünleşme, VECM, Türkiye Ekonomisi, Para talebi

### **ABSTRACT**

*In this study we use co-integration bound test-ARDL (autoregressive distributed lag) and VECM (vector error-correction model) approaches to test money demand function of Mundel (1963), including exchange rate, for Turkey. The aim of the study is to find out short term stability level of M2, and examine if M2 is co-integrated with income, interest rate and exchange rate in long term. Our study covers yearly data between 1970 and 2010. Empiric results indicate that M2 is co-integrated with income, interest rate and exchange rate. In other words, linear combination of these variables converges to an equilibrium point in long-term. However, in short-term money demand function in Turkey has a significant and negative relationship with deposit interest rates.*

**Keywords:** M2, ARDL, VECM, Co-Integration, Turkish Economy, Money demand

## 1.Giriş

Friedman'a (1956) göre, reel para balansı, reel gelir ve reel balansları elde tutmanın maliyeti, yani faiz, arasında uzun dönemde sabit (durağan) bir denge ilişkisi vardır. Bu gerçekten yola çıkarak 1980'lerden sonra enflasyon, faiz oranları ve döviz kuru gibi ekonomik değişkenler ile para talebi arasındaki ilişki literatürde çok sayıda yazar tarafından ele alınmıştır. Bu bağlamda Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme testini kullanarak, para arzı ile para arzının belirleyicileri olan faiz, gelir ve enflasyon gibi makroekonomik değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri analiz eden çok sayıda çalışma vardır. Türkiye için Balaylar ve Duygulu, Alıcı (2007); Altıntaş (2008); Yılcı (2012); İtalya için Muscatelli ve Papi (1990); İngiltere için Adam (1991) ve Johansen (1992); Amerika Birleşik Devletleri için, Hafer ve Jansen (1991); Hoffman ve Rasche (1991), McNown ve Wallace (1992); Çin için Hafer ve Kutun (1994); İran için Bahmani-Oskooee (1996) bu çalışmalardan birkaçıdır. Bu ve diğer benzer çalışmalarda elde edilen temel sonuçlardan birincisi; geniş para talebinin (M2) gelir ve faizle eş-bütünleşik hareket ettiği şeklindedir (Akinlo, 2006:445), yani para talebi, faiz ve gelir bir uzun dönem dengesine doğru yakınsamaktadır. Diğer sonuç ta çalışmaların çoğunda para talebinin istikrarlı çıkmış olmasıdır. Söz konusu çalışmaların çoğu sanayileşmiş ya da gelişmiş ülkeler üzerinedir.

Mundel'in (1963) para talebi modelini döviz kurunu da içerecek şekilde az gelişmiş ya da gelişmekte olan ülkeler için araştıran çalışma sayısı ise oldukça azdır. Nijerya için Akinlo (2006); Meksika için Ansari ve Ahmet (2013); Pakistan için Khan (1980); Tayvan için Hsing (1989); Türkiye için Altıntaş (2008) bu çalışmalara örnek gösterilebilir. Bu çalışmalarda gelişmiş ülkelerden farklı olarak para talebi fonksiyonunda döviz kuru da bir açıklayıcı değişken olarak yer almaktadır. Bu çalışmalardan elde edilen ortak sonuca göre para talebi fonksiyonunu belirleyen uzun dönem değişkenler eş-bütünleşik hareket etmektedir. Diğer bir deyişle para talebi ile bu değişkenler arasında uzun dönemde bir durağan durum dengesi vardır.

Bu çalışmada, uzun ve kısa dönem M2 para talebi fonksiyonunu Türkiye'de istikrarlı olup olmadığı, yani uzun ve kısa dönem durağan durum dengesine sahip olup olmadığı 1970-2010 arasında eş-bütünleşme sınır testi yaklaşımı (ARDL) ve hata düzeltme modeli (VECM) ile test edilmektedir. Elde edilen uzun dönem katsayılarının istikrarlı olup olmadığı da CUSUM ve CUSUMQ testleri ile araştırılmaktadır. Çalışmanın bulgularına göre Türkiye'de geniş para talebi M2, Dolar cinsinden döviz kuru, mevduat faiz oranı ve reel gelirle eş- bütünleşik hareket etmektedir. İstikrar testleri de elde edilen uzun dönem katsayılarının istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Ancak kısa dönemde Türkiye'de para talebinin tek anlamlı belirleyicisi mevduat faiz oranları olarak bulunmuştur.

Çalışmanın ikinci bölümünde para talebi modelinin uzun ve kısa dönem dengesine ait ülke uygulamalarına yer verilmiştir. Eş-bütünleşme sınır testi ve hata düzeltme modeli ile elde edilen bulgular değerlendirilmektedir. Üçüncü bölümde bu çalışmada kullanılan para talebi modeli ele alınmaktadır. ARDL yaklaşımı dördüncü bölümde tartışılmaktadır. Beşinci ve altıncı bölümlerde sırasıyla önce çalışmada kullanılan veriler özet olarak sunulmaktadır. Daha sonra kurulan modelin ARDL ve VEC yaklaşımları ile tahmin edilmesi sonucu elde edilen sonuçlar raporlanmaktadır. Çalışmamız sonuç ve değerlendirme bölümü ile sona ermektedir.

## 2. Literatür Taraması

Literatürde ARDL yaklaşımı ve VEC yöntemini kullanarak merkez bankalarının uzun ve kısa dönem politika sonuçlarını ve para talebi ve para talebinin belirleyicileri arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri farklı zaman periyotlarında çeşitli gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için analiz

eden çok sayıda çalışma vardır. Ařađıda para talebiyle ilgili yapılmıř ampirik çalışmaların bir özeti yer almaktadır.

Khan (1980), 1959-1978 döneminde Pakistan'da para talebi fonksiyonunun belirleyicilerini analiz etmektedir. Çalışmanın sonuçlarına göre gelir ve faizin yanı sıra Pakistan'da para talebini anlamlı şekilde açıklayan diđer makroekonomik deđişkenler beklenen enflasyon oranı ve parasallařma derecesidir.

Türkiye ve İsrail için uzun dönemde istikrarlı bir para talebi fonksiyonu olup olmadığını test eden Kogar (1995), Türkiye için 1978:1-1990:4 ve İsrail için 1977:1-1988:4 arası dönemde üçer aylık verileri kullanarak reel para talebi fonksiyonunu, reel gelir, enflasyon oranı ve döviz kuru deđişim oranının dođrusal bir fonksiyonu şeklinde modellemektedir ( $m=f(y, P, R)$ ,  $m$  reel para talebi,  $y$  reel gelir,  $P$  enflasyon oranı,  $R$  de dolar cinsinden döviz kuru deđişim oranını göstermektedir). Bu analiz dönemlerinde yüksek enflasyon sorunu yařayan Türkiye ve İsrail'e ait uzun dönem para talebi fonksiyonu, Johansen eş-bütünleşme metodu ile analiz edilmiştir. Çalışmanın bulgularına göre, hem İsrail hem de Türkiye için para talebi fonksiyonu uzun dönemde istikrarlıdır. Para talebi denkleminde yer alan bütün deđişkenler hem beklenen işaretlere sahip çıkmışlardır hem de istatistiksel olarak anlamlı bulunmuşlardır. Çalışmaya göre para talebinin döviz kuru esnekliđi bu ülkelerde para ikamesi yařandığına işaret etmektedir.

Bahmani-Oskooee (2001) çalışmasında Japonya için para talebinin uzun dönem istikrarlılık durumunu analiz etmiştir. Japonya'daki reel geniş para talebini reel gelir ve faiz oranının bir fonksiyonu olarak 1964:1-1996:4 arası dönemde üçer aylık verilerle ARDL eş-bütünleşme yaklaşımı ile tahmin eden çalışmanın sonucunda reel geniş para talebi 'M2', reel gelir 'Y' ve faiz oranı 'i' arasında uzun dönemde eş-bütünleşme ilişkisi olduđu ortaya çıkmıştır. Ayrıca, çalışmada reel gelir ve faiz oranı beklenen işaretlere (Y:+ ve i-) sahip çıkarken, kısa dönem para talebi dinamiklerini tespit eden hata düzeltme katsayısı ECM'nin de beklendiđi gibi negatif işaretli ve anlamlı çıktığı görülmüştür. Japonya için elde edilen para talebinin istikrarlı olup olmadığını sınamak için CUSUM ve CUSUMQ testleri yapılmış ve M2 para talebi fonksiyonunun kritik sınırlar içinde kaldığı, yani istikrarlı olduđu sonucuna ulařılmıştır.

Amerika için para talebi modelini tahmin etmeye çalışan Dutkowsky ve Atesoglu (2001), para talebinin belirleyicileri olarak kiři başına geliri, özel tüketimi ve uzun dönem faiz oranlarını kabul etmişlerdir. Çeyrek dönemlik verilerle tahmin edilen modelin sonuçlarına göre, 1980 sonrası dönemde Amerika'da, kiři başı gelir, M1, özel tüketim ve uzun dönem faiz oranı arasında eş-bütünleşik hareket vardır. Kısa dönemde tüketimin faiz esnekliđi 0.26 ile 0.93 arasında deđişmektedir. Özel tüketim ile para arasındaki uzun dönem ikame esnekliđi ise 0.26 ile 0.41 arasında deđişmektedir.

Akinlo'nun (2006) çalışması az gelişmiş ülkeler üzerine yapılan az sayıdaki çalışmalardan bir tanesidir. Bu çalışmada Nijerya'daki para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığı ve döviz kuru, faiz ve reel gelirle eş-bütünleşik hareket edip etmediđi ARDL yaklaşımı ile analiz edilmektedir. Elde edilen ampirik bulgulara göre M2, döviz kuru, faiz ve gelir arasında sabit istikrarlı, yani sabit katsayıların kombinasyonunun sıfıra eşit olduđu, bir ilişki vardır.

Türkiye için para talebi fonksiyonunu tahmin etmeye çalışan Bahmani-Oskooee ve Karacal (2006), dar para arzı M1 ve geniş para arzı M2'yi kullanarak 8 farklı para talebi fonksiyonu tahmin etmişlerdir. Her para talebi fonksiyonunda reel gelir, nominal döviz kuru, enflasyon ve mevduat faiz oranı açıklayıcı deđişken olarak kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, M1 para talebi

reel gelirle pozitif, enflasyon, döviz kuru ve faiz değişkenleri ile negatif ilişkili çıkmıştır. Ancak faiz değişkeni M1 para talebi fonksiyonunda genel olarak anlamlı çıkmamıştır. M2 para talebi ise döviz kuru ve faizle pozitif ilişkili ve anlamlı çıkmıştır. Ancak bu modellerde de reel gelir ve faiz değişkenleri anlamlı çıkmamıştır.

Altıntaş (2008) Türkiye için 1985: 4- 2006:4 arası dönemde üç aylık verileri kullandığı çalışmasında, para talebini reel gelirin, faiz oranının ve döviz kurunun bir fonksiyonu olarak ele almaktadır. ARDL sınır testi yaklaşımına CUSUM ve CUSUMQ testleri uygulayarak elde ettiği sonuçlara göre para talebi ve para talebinin belirleyicileri eş-bütünleşik hareket etmektedir. Ayrıca çalışmaya göre Türkiye’de para talebi fonksiyonu istikrarlıdır.

Süslü ve Bekmez (2010), merkez bankalarının izlediği para politikalarının zaman tutarsızlığına yol açıp açmadığını TCMB için 2001 – 2009 arası dönemde aylık verilerle ARDL yaklaşımını kullanarak analiz etmişlerdir. Yazarlara göre bazı merkez bankalarının izlediği kısa vadeli politikalar ile uzun vadeli politikalar arasındaki değiş tokuş durumu zaman tutarsızlığına neden olmaktadır. Çalışmanın sonucunda TCMB’nin izlediği politikaların uzun vadeli olduğu, yani zaman tutarsızlığına yol açmadığı ortaya çıkmıştır. Bu sonuç Türkiye’deki iktisadi ajanların aynı zamanda rasyonel beklentilere sahip olduklarını ispatlamaktadır.

Yılancı (2012) çalışmasında Türkiye’de para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığını 1989: 01-2011:02 arası dönemde üçer aylık verilerle eş-bütünleşme sınır testi yaklaşımı ve kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımı yöntemleri ile test etmektedir. Elde edilen sonuçlara göre, para talebinin 2007 yılının birinci çeyreğinden sonra tamamen istikrarsız hareket ettiğine işaret edecek bulgular saptanmıştır. Yazara göre bu sonuç, istikrarsızlık dönemlerinde M2 para arzı hedeflemesinin uygun bir para politikası stratejisi olmadığını göstermektedir. Bu yüzden ekonomik büyümeyi ivmelendirmek için parasal genişleme stratejisi yerine alternatif maliye politikası araçları devreye sokulmalıdır.

Ansari ve Ahmet (2013), Friedman and Meiselman’nin (1963) modelinden hareket ederek, para talebinin reel gelirle olan uzun dönem ilişkisini çok değişkenli hata düzeltme modeli çerçevesinde Meksika için analiz etmektedirler. Sonuçlara göre, Meksika’da para talebinden reel gelire doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır

### 3. Para Talebi Modeli

Reel para talebinin, işlem, ihtiyat, spekülasyon ve fayda saikleriyle talep edildiğini ortaya koyan farklı makroiktisat okullarına ait çeşitli para talebi teorileri vardır. Bu teoriler, para talebini etkileyen makro değişkenlerin neler olması gerektiği konusunda ortak bir noktada buluşmasalar da analizlerde reel para talebini etkileyen temel değişkenler tüm teoriler tarafından ortak kabul edilmektedir. Günümüzde Keynes’in Likidite Tercih Teorisi ya da bireyin faydasını dışarıda tuttuğumuzda Friedman’ın Modern Miktar Teorisi, reel para talebinin milli gelir ve faiz oranlarının doğrusal bir fonksiyonu olduğunu kabul etmektedir.  $\frac{M_d}{P}$ , reel paraya olan talebi,  $Y$  ekonomik aktivitenin büyüklüğünü ortaya koyan reel gelir düzeyini ve  $i$  de para tutmanın alternatif maliyetini (faiz oranı) göstermek üzere seçildiğinde, uzun dönemde reel para talebi, faiz ve reel gelirin bir fonksiyonu olarak aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\frac{M_d}{P} = F(Y, i) \quad (1)$$

Bu denklemde P fiyatlar genel düzeyini göstermektedir. Literatüre uygun olarak, para talebinin ve gelirin logaritmik dönüşümleri yapıldıktan sonra (1) nolu denklem, döviz kurunu da içeren Mundel'in (1963) para talebi teorisine uygun olarak, yarı logaritmik formda ve değişkenlerin doğrusal bir bileşimi olarak aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$LM2_t = a_1 + a_2LY_t + a_3r_t + a_4e_t + w_t \quad (2)$$

Bu ekonometrik denklemde  $LM2_t$ , t dönemine ait reel geniş para talebinin logaritmik düzeyini;  $LY_t$ , t dönemine ait reel gelir düzeyinin logaritmik düzeyini  $r_t$  ve  $e_t$  de sırasıyla t dönemindeki faiz oranlarını ve döviz kurunu göstermektedir.  $w_t$  ise ortalaması sıfır varyansı sabit ve normal dağılan hata terimini temsil etmektedir. Bazı ülkeler üzerine yapılan çalışmalarda bankacılık sistemindeki ve finansal kesimdeki kırılmalıkları daha iyi yansıttığı için geniş para arzı yerine dar para arzı (M1) kullanılmıştır (Akinlo, 2006: 446). Para talebi denkleminde gelir ve faizin yanı sıra döviz kurunun da yer alması Mundel'e (1963) aittir. Mundel'e göre milli gelir arttığında bireylerin artan para taleplerini karşılamak için bankacılık sistemi daha fazla nakit rezervlere ihtiyaç duyacaktır. Artan bu nakit rezervler beraberinde döviz rezervlerinin de biriktirilmesine yol açacağından döviz kuru, döviz rezervleri üzerinden dolaylı olarak para talebini etkileyen bir faktör olacaktır (Mundel, 1963: 480). Mundel'den sonra çeşitli ülkeler üzerine yapılan çalışmalarda bu yaklaşım kullanılmıştır (bkz. McKinnon et al., 1984; Arango ve Nadiri, 1981; Karaca, 2005). Literatürde yapılan çalışmalardan yola çıkarak (2) nolu modelin işaretlerine dair beklentiler  $a_2$ 'nin pozitif,  $a_3$ 'ün negatif ve  $a_4$ 'ün de pozitif veya negatif olması şeklindedir.

#### 4. ARDL Yaklaşımı

(2) nolu modelde değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini yakalamak, yani eş-bütünleşik hareket ettiklerini ortaya çıkarmak için, değişkenlerin bütünleşme düzeylerinin (integration level) tespit edilmesi için birim kök testlerinin uygulanması gerekmektedir. Eğer değişkenler aynı bütünleşme düzeylerine sahipse ya da tüm değişkenler seviye düzeylerinde durağansa, birim kök içermiyorsa, yani hepsi  $I(0)$  ise, iki farklı yaklaşım ile eş bütünleşme analizi yapılabilmektedir: Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eş bütünleşme testi ve Engle Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eş-bütünleşme testi. Daha sonra bunlara Phillips-Hansen'in (1990) Tam Değiştirilmiş EKK (FMOL) yaklaşımı da eklenmiştir. Ancak Johansen ve Engle Granger yaklaşımlarının kullanılabilmesi için ele alınan tüm serilerin düzeyde durağan olması veya aynı dereceden durağan hale getirilmiş olması gerekmektedir. Ancak farklı eş bütünleşme düzeylerinde bu testler işlevlerini yitirmektedir. Bunun yerine farklı bütünleşme düzeylerine sahip değişkenlerin de uzun dönemli bütünleşme ilişkisini yakalamaya imkân veren ve Pesaran ve Shin (1999) tarafından geliştirilen gecikmesi dağıtılmış otoregresif model- Autoregressive Distributed Lag- (ARDL) yöntemi kullanılmaktadır. ARDL kısaca uzun ve kısa dönem nedensellik ilişkilerini yakalamaya yarayan modellerin adıdır (Vogelvang, 2005: 306). Bu yöntem küçük örneklerde de uygulanabilmektedir (Pesaran ve Shin, 1999: 3). Bu özellik önemlidir. Zira eş bütünleşme analizi için diğer testler oldukça uzun bir zaman diliminde ancak iyi sonuçlar verebilmektedir. Ayrıca ARDL sınır testinde serilerin durağanlık düzeylerine bakılmaksızın aralarındaki eş bütünleşme ilişkisinin varlığı analiz edilebilmektedir. Yani birim kök testleri yapılmadan da bu yaklaşım kullanılabilir.

Bu çalışmada da ekonometrik model olarak ARDL yaklaşımı kullanılmaktadır.  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  zaman boyutu olmak üzere ARDL (p, q) süreci, bir hata düzeltme modeli çerçevesinde (hata düzeltme modeli uzun dönem ilişkileri ve kısa dönemde denge noktasından sapmaları göstermektedir (Vogelvang, 2004: 269)) aşağıdaki genel yapı ile ifade edilir:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2a)$$

Bu eşitlikte  $X_t, k * 1$  boyutunda açıklayıcı değişkenler vektörünü;  $\delta_j, k * 1$  boyutunda bağımsız değişkenlerin farklarının gecikmeli değerlerine ait katsayılar vektörünü;  $\lambda_j$  bağımlı değişkenin farkının gecikmeli değerlerine ait katsayılar vektörünü;  $\varepsilon_t$  ise ortalaması sıfır ve varyansı sabit hata terimini göstermektedir. Kısa dönem ilişkiler farkların gecikmeli değerleri üzerinden uzun dönem dinamik ilişkiler ise bir dönem gecikmeli bağımsız değişkenlerin katsayılarının toplamının bağımlı değişkenin gecikmeli katsayılarının toplamından 1 çıkarılmasına bölünerek bulunan değere göre yorum yapılır.

Örneğin  $y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1}$  ARDL (1,1) modeli için uzun dönem esneklik katsayısı  $f_1 = (\beta_0 + \beta_1) / (1 - \alpha_1)$  ile bulunur. Hata düzeltme modeli ise  $\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) ECM_{t-1}$  dinamik modeli ile bulunur. Burada  $ECM_{t-1}$  hata düzeltme parametresi olup aşağıda yazılan (3) nolu modelin parametresinin anlamlı çıkması aynı zamanda eş bütünleşme olduğunun da kanıtıdır.

ARDL süreci iki aşamada gerçekleştirilir (Pesaran, 2009): Birinci aşama eş bütünleşme ilişkisinin varlığının, F- testi kullanılarak test edilmesidir. Hesaplanan F-istatistiği Pesaran et al (2001) tarafından belirlenen kritik değerler tablosu ile karşılaştırılarak karar verilir. İkinci aşama ise (2a)'da kurulan hata düzeltme modelinin tahmin edilmesi ve uzun dönem katsayılarının yorumlanmasıdır (Kara, 2011: 81). Bu aşamalar ayrıntılı şekilde ekonometrik kısımda gerçek modelin üzerinde uygulamalı olarak yer aldığından burada ayrıntıya girilmemektedir.

Özet olarak bir ARDL yaklaşımı, verilerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesinden sonra gecikme uzunluklarının tespit edilerek uygun ARDL modelinin bulunması, F-testi ile eş bütünleşme ilişkisine karar verilmesi ve sonrasında da uzun ve kısa dönem ilişkilerin bulunması şeklinde uygulanmaktadır. Literatüre uygun olarak bu çalışmada da önce serilerin durağanlık düzeyleri incelenmekte, hepsinin aynı bütünleşme düzeyine sahip olup olmadığı test edilmekte ve buna göre kullanılacak eş bütünleşme testine karar verilerek kurulan model tahmin edilmektedir.

## 5. Veri ve Model

Bu çalışmada Türkiye Ekonomisi'ne ait 1970-2010 arası yıllık veriler kullanılmıştır. Ekonometrik analizde kullandığımız verilere ilişkin özet bilgiler, tanımlar ve verilerin alındığı kaynak Tablo 1'de gösterilmektedir.

**Tablo 1.** Ampirik Modeldeki Değişkenlere ait Tanımlar ve Özet İstatistikleri

Değiş.	Tanımı	Ort.	St. Sap.	Min. Değ.	Maks. Değ.	n
e	Merkez Bankası tarafından açıklanan resmi döviz kuru, yerli paranın Amerikan Dolarına oranı	0.38	0.60	0.0001	1.54	41
M2	Reel geniş para arzı, nominal para arzı TÜFE endeksine bölünmüştür.	5.7e+08	4.90e+08	2.22e+08	2.16e+09	41
Y	Reel gelir, 1998 fiyatları ile hesaplanan gayri safi yurtiçi hasıla	5.40e+10	2.54e+10	2.04+10	1.06+11	41
i	Mevduat faiz oranı	42.33	29.22	7	96.56	41

\*: Bütün veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım Sistemi ve Devlet Planlama Teşkilatı'nın Ekonomik ve Sosyal Göstergeler veri setlerinden temin edilmiştir. Hesaplamalar 1970 ve 2010 arasındaki yıllık veriler üzerinden yapılmıştır. N gözlem sayısını göstermektedir.

Tablo 2'de bu alıřmada kullanılan serilerin duraęanlık dzeylerini lmek iin kullanılan ADF birim kk testi sonuları yer almaktadır. Testin sonularına gre reel para arzı, reel gelir ve faiz deęiřkenleri birinci farkları alındıęında, dviz kuru deęiřkeni ise dzey deęerinde duraęandır; yani birim kk iermemektedir. O halde para arzı, gelir ve faiz deęiřkenlerinin btnleřme dereceleri I(1) iken, dviz kuru deęiřkeninin btnleřme derecesi I(0)'dır. Bu ařamadan sonra deęiřkenlerin aralarındaki nedensellięin belirlenmesi iin ncelikle eř-btnleřme analizinin yapılması ve deęiřkenlerin arasında uzun dnemli bir iliřkinin var olup olmadıęının kontrol edilmesi gerekmektedir.

**Tablo 2.** Duraęanlık Analizi: ADF Birim Kk Testi Sonuları

Deęiřkenler	ADF- t istatistięi (dzey)		ADF-t istatistięi (birinci farklar)	
	Trendli	Trendsiz	Trendli	Trendsiz
e	-3.87(1)*	-3.46(1)*	-6.72(0)**	-3.64(0)*
İM2	-0.20(0)	1.10(0)	-4.47(0)*	-4.16(0)*
İY	-3.16(0)	-0.79(0)	-6.34(0)*	-6.37(1)*
i	-1.44(1)	-1.00(0)	-6.14(1)*	-6.22(1)*
MacKinnon Kritik deęerler	Trendli model		Trendsiz model	
%1	-4.205		-3.605	
%5	-3.523		-2.936	
%10	-3.194		-2.606	

Not: Maksimum gecikme uzunluęu 6 alınarak AIC 'ya gre belirlenen gecikmeler parantez iine yazılmıřtır. \* ve \*\* sırasıyla yzde 1 ve yzde 5 dzeyinde anlamlılıęı gstermektedir.

Seriler arasındaki eř btnleřme iliřkisinin olup olmadıęını yani uzun dnemde birlikte hareket edip etmediklerini ortaya koymak iin Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran et al (2001) tarafından geliřtirilen sınır testi yaklařımı yukarıda anlatılan nedenlerden dolayı kullanılmaktadır. nkn bu test farklı duraęanlık dzeylerinde eř btnleřme iliřkisini ortaya ıkarmaya elveriřli bir testtir. Kısıtlanmıř bir hata dzeltme modeline dayanan ARDL testi bu alıřmada kullanılan verilerle ařaęıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta LM2_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m a_j \Delta LM2_{t-j} + \sum_{j=0}^m b_j \Delta IY_{t-j} + \sum_{j=0}^m c_j \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^m d_j \Delta e_{t-j} + \theta_1 LM2_{t-1} + \theta_2 IY_{t-1} + \theta_3 i_{t-1} + \theta_4 e_{t-1} + \mu_t$$

Yukarıda yazılan (3) nolu eřitlik baęımlı ve baęımsız deęiřkenlerin gecikmeli farklarını ve baęımsız deęiřkenlerin bir dnem gecikmeli deęerlerini baęımlı deęiřkenin farkı zerine regres etmeye dayanmaktadır. Denklemdede yer alan  $a_j, b_j, c_j, d_j$  katsayıları, yani baęımlı ve baęımsız deęiřkenlerin her bir gecikmesinin farkı, kısa dnem iliřkiye iřaret ederken, her bir gecikme deęerine ait katsayıların toplamının baęımlı deęiřkene ait gecikmeli deęerlerin katsayıları toplamının 1'den farkına blnmesi ile elde edilen oran da uzun dnem dinamikleri gstermektedir (Gujarati, 1999: 608) .

(3) nolu denklemdede eř btnleřme iliřkisinin varlıęına  $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$  hipotezine karřılık alternatif hipotez  $H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq \theta_4 \neq 0$  hipotezi F- testi yardımıyla test edilmekte ve karar verilmektedir. Hesaplanan F-istatistięi Pesaran et al (2001) tablo kritik deęerleriyle karřılařtırılarak eř btnleřmenin varlıęına ya da yokluęuna karar verilir. Hesaplanan



F-istatistiği bandın alt sınır değerinin altında kalırsa eş bütünleşme olmadığına, üst sınır değerinin üstünde çıkarsa da eş bütünleşme olduğunu hükmedilir. Alt ve üst sınırlar arasında kalması kararsız kalmayı gerektirmektedir.

Öncelikle (3) nolu modelde gecikme uzunluklarının tespit edilmesi gerekmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 6 olacak şekilde AIC değerleri hesaplanmıştır. Hata terimindeki serisel otokorelasyon için de (ardışık bağımlılık sorunu) Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınaması yapılarak Tablo3'te raporlanmıştır. Tabloya göre otokorelasyon olmadığını öne süren temel hipotezin kabul edildiği en küçük AIC değeri 6.gecikmeye aittir. Bu yüzden model 3 için F-sınır testi 6 gecikme için yapılmış ve sonuçlar Tablo4'te sunulmuştur.

**Tablo 3.** Gecikme Uzunluklarının Tespiti

Gecikme uzunluğu	AIC	Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi
1	-1.0767	2.34 (0.110)
2	-0.9837	3.17 (0.065)**
3	-0.7726	8.211(0.002)*
4	-1.2963	1.69(0.224)
5	-1.5647	2.62 (0.095)***
<b>6</b>	<b>-1.6734</b>	<b>2.07 (0.210)</b>

Not: m burada model 3'teki gecikme sayısıdır. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 hata düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Breusch- Godfrey testi en fazla 2. dereceden serisel otokorelasyon için yani AR(2) için yapılmıştır.

Tablo 4'te (3) nolu denklemin 6 gecikme ile tahmin edilmesi sonrasında eş bütünleşme olmadığını öne süren  $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$  hipotezinin test edilmesi amacıyla hesaplanan F-istatistiğinin Pesaran et al (2001) çalışmasında yer alan alt ve üst kritik değerlerle karşılaştırılması yer almaktadır. Hesaplanan F-istatistiği kritik üst sınırın üstünde yer alması seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğunu, kritik alt sınırın altında yer alması ise eş bütünleşme ilişkisinin olmadığını göstermektedir. Hesaplanan F-istatistiği alt ve üst sınırlar arasında yer aldığına eş bütünleşme hakkında kesin bir yargıya varılamamaktadır. Tabloda hesaplanan F-istatistiğinin üst kritik değerlerden yüksek olduğu görülmektedir. Bu sonuç, ele aldığımız dört değişken arasında en az % 5 hata düzeyinde uzun dönemli bir eş bütünleşme ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır.

**Tablo 4.** Eş-bütünleşme Testi Sonuçları

k	F-istatistiği	Alt sınır (% 5 için)	Üst sınır (% 5 için)
3	17.57	3.23	4.35
Hipotez testi: $\text{Im}2(-1) = \text{ly}(-1) = \text{r}(-1) = \text{e}(-1) = 0$ . Burada (-1) bir gecikmeli değeri ifade etmektedir.			

Not: k, (3) nolu eşitlikteki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran et al (2001: 35) tablo C1 (iii)'den alınmıştır.



## 6. Tahmin Sonuları

### 6.1. Uzun ve Kısa Dnem İliřkiler

Bu alıřmada uzun dnem iliřkisi, gecikmesi daėıtılmıř otoregresif model (ARDL) ile analiz edilmektedir. ARDL modeli iin gecikme uzunluėunun tespiti Kamas ve Joyce (1993) rneėindeki gibi yapılmıřtır. Yani nce tek baėımsız deėiřkenli modelin AIC deėerlerine bakılarak en uygun gecikme deėeri bulunmuř daha sonra diėer baėımsız deėiřkenler modele sırasıyla eklenerek en kck AIC deėerine gre karar verilmiřtir. Yıllık verilerle alıřtıėımız iin maksimum gecikme 6 olacak řekilde bu iřlemler yapıldıėında, para arzı deėiřkeninin 2, faiz deėiřkeninin 0, dviz kuru deėiřkeninin 1, reel hāsıla deėiřkeninin ise 1 gecikmeyle tahmin edilmesi gerektiėi sonucuna varılmıřtır. Bylece tahmin edilen ARDL(2, 0, 1, 1) modeline ait sonular Tablo5'te gsterilmektedir.

Tabloya gre btn deėiřkenler istatistiksel olarak anlamlıdır ve iřaretler de beklenen yndedir. Keynes'in likidite tercih teorisine uygun olarak para talebi uzun dnemde gelirle pozitif, faizlerle negatif iliřkili ıkmıřtır. Dviz kurları ise para talebi ile pozitif iliřkili ıkmıřtır. Dviz kurlarının pozitif ıkması literatrdeki refah etkisi argmanını desteklemektedir (Akinlo, 2006: 450). Modele gre TL deėerden dřtke, M2 para talebinin artması beklenmektedir. Bu sonular Akinlo (2006), Kara (2011) ve Karaca (2005) ile paralellik arz etmektedir. Ayrıca tablolardan grldėu gibi LY, İ ve E deėiřkenlerinin uzun dnemdeki etkisi kısa dneme gre oldukça yksektir. Uzun dnemde reel gelir % 1 arttıėında para talebi yaklaşık olarak % 0.84 kadar artmaktadır. Diėer katsayılar iin de benzer yorumla yapılabilir.

ARDL tahmin sonularına gre ise modelin btn gecikmeli deėerleri istatistiksel olarak anlamlıdır. LM2'de grldėu gibi katsayıların farklı iřaretler alması uzun dnem denge dzeyine intibak etmenin bir sonucudur. Tablo 6'nın alt tarafında verilen diagnostik testleri ve řekil 1 'de verilen CUSUM testleri kurulan modelin istikrarlı katsayılara sahip olduėunu ve deėiřen varyans ve otokorelasyon sorunu olmadıėını ortaya koymaktadır.

**Tablo 5.** Para Talebi Modelinin Uzun Dnem Tahmin Sonuları, Baėımlı deėiřken: LM2

Deėiřken	Katsayı	t-istatistiėi	P-deėeri
LY	0.845	17.745	0.000
E	0.341	5.855	0.000
İ	-0.302	-6.256	0.000
Para Talebinin ARDL (2, 1, 0, 1) tahmin sonuları			
Deėiřken	Katsayı	t-istatistiėi	P-deėeri
LM2(-1)	1.296	6.934	0.000*
LM2(-2)	-0.505	-2.945	0.006*
E	0.340	5.189	0.000*
E(-1)	0.438	1.824	0.072***
İ	-0.301	-6.256	0.000*
LY	0.847	8.256	0.000*
LY(-1)	1.254	2.026	0.050**
SABİT	3.345	0.657	0.523

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %10, % 5 ve % 1 hata dzeyinde istatistiksel anlamlılıėı gstermektedir. BG-istatistiėi ARDL (2,0,1,1) modeli iin 1.943'tr.

Tablo 6'da ise hata düzeltme mekanizması çerçevesinde tahmin edilen (2a) nolu modelin kısa dönem ilişkileri gösterilmektedir. Hata düzeltme katsayısı (EC(-1)) hem beklendiği gibi negatif hem de istatistiksel olarak % 5 hata düzeyinde anlamlı çıkmıştır.<sup>1</sup> Hata düzeltme teriminin modelde hem anlamlı hem de negatif işaretli olması iki sonucu ortaya çıkarmaktadır: Birincisi, M2, Y, İ ve E arasında uzun dönemde eş bütünleşme ilişkisi olduğu anlaşılmaktadır. İkincisi de ele alınan dönemdeki sapmaların bir denge noktasına doğru yakınsadığını göstermektedir. EC(-1)'in katsayısı -0.177 olarak bulunmuştur. Buna göre dengeden sapma meydana getiren herhangi bir dışsal ya da içsel şok durumunda, bunun bir dönem sonra (bu çalışmada bir yıl) yaklaşık % 18 kadarının düzeltilebildiğini göstermektedir. Bir diğer deyişle, yaklaşık 5,5 yıl gibi bir sürede kısa dönemli sapmalar tekrar uzun dönem dengesine gelmektedir.

**Tablo 6.** Kısa Dönem İlişkisi (Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları)

Bağımlı değişken: D(LM2)			
Değişken	Katsayı	t-istatistiği	P-değeri
D(LY)	-0.1755	-0.2789	0.7892
D(l)	-0.0046	-2.3356	0.0256*
D(E)	0.0367	0.1784	0.8623
SABİT	0.0601	1.8956	0.0922**
EC(-1)	-0.1779	-1.9456	0.0934**

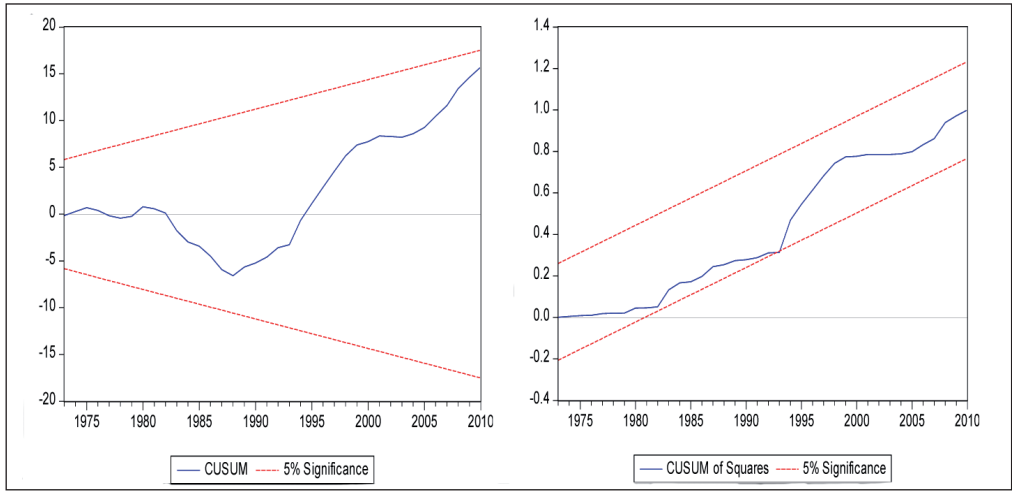
Not: \*\*ve\* sırasıyla % 10 ve % 5 hata düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Kısa dönemde para arzı ile anlamlı ilişki içinde olan tek değişken mevduat faiz oranıdır. Faizler beklendiği gibi para talebini azaltıcı yönde etkilemektedir. Ancak bu etki de oldukça küçük olup ihmal edilebilir düzeyde çıkmıştır. Artan faiz oranları (paranın alternatif maliyeti) yurtiçi yerleşiklerin tüketim amaçlı para taleplerini azaltırken, tasarruf edilen miktarın artmasına neden olur.

Ayrıca bu çalışmada bulunan uzun dönem katsayılarının istikrarlı olup olmadığını ortaya koymak için CUSUM ve CUSUMQ testlerin uygulanmaktadır. Buna göre, uzun dönem modelinin kalıntılarının ve kalıntı karelerinin birikimli toplamalarının % 5 kritik çizgi aralıkları içinde yer alması modelin katsayılarının istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Şekil 1 de sunulan bu birikimli değerlerin tümüyle kritik sınırlar içinde kaldığı görülmektedir. Özellikle CUSUMQ grafiğine bakıldığında kalıntı varyanslarının oldukça istikrarlı olduğu görülmektedir.

Elde ettiğimiz bu ampirik bulgulara göre, Türkiye'de uzun dönemde istikrarlı bir para talebi fonksiyonunun döviz kuru, faizler ve reel gelirle birlikte belirleneceğini göstermektedir.

<sup>1</sup> EC(-1) parametresi, bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkisinden elde edilen kalıntıların bir dönem gecikmeli değerini göstermektedir.



**Şekil 1. CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri**

## 7. Sonuç

Bu çalışma Türkiye'deki para talebinin uzun ve kısa dönemde faiz, kur ve reel gelirle ilişkisini ARDL modeli çerçevesinde hata düzeltme ve eş bütünleşme yöntemi ile 1970-2010 arası dönem için analiz etmektedir. Elde edilen sonuçlara göre M2, döviz kuru, faiz ve reel gelirle eş bütünleşik hareket etmektedir. İstikrar testleri de elde edilen uzun dönem katsayılarının istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bulgulara göre uzun dönemde para talebi fonksiyonu döviz kurunun, gelirin ve faizlerin doğrusal bir fonksiyonu olarak belirlenecektir. Uzun dönem denge düzeyinde meydana gelen sapmalar, yaklaşık 5,5 yılda absorbe edilmekte ve model bir bütün olarak tekrar uzun dönem dengesine yakınsamaktadır.

Kısa dönemde Türkiye'deki para talebi fonksiyonu ile sadece mevduat faiz oranları anlamlı ve negatif ilişkili çıkmıştır. Reel gelir ve döviz kuru kısa dönemde para talebini açıklayan değişkenler arasında yer almamaktadır. Bu sonuç Bahmani-Oskooee ve Karacal'ın (2006) Türkiye için yaptığı çalışmadaki sonuçlarla örtüşmektedir.

Bu çalışmanın Türkiye'de yürütülen para politikaları bağlamında politika önermesi şudur: Para talebinin istikrarlı olması fiyat istikrarı için hayati öneme sahip olduğu için, aktarım mekanizmalarının işlerlik kazanması ya da para talebinin istenilen doğrultuda hareket etmesi bakımından yerli paranın denge düzeyinin sağlanması, faiz oranlarının ve reel gelirin de uzun dönem potansiyel denge düzeyinden sapma durumlarının da göz önünde bulundurulması gerekmektedir.

## Kaynakça

- Adam, C. S. (1991) "Financial Innovation and the Demand for M3 in the UK 1975-1986" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53, 401-423.
- Alıcı, A. (2007) "Para Talebi - Para Politikası İlişkisi: Türkiye için Eş-Bütünleme Analizi", *Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 21(1): 75-87.

- Altıntaş, H. (2008) "Türkiye'de Para Talebinin İstikrarı ve Sınır Testi Yaklaşımıyla Öngörülmesi: 1985-2006", *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30, 15-46.
- Ansari, M.I. ve Ahmet, M.S. (2013) " Does Money Matter? Evidence from Vector Error-Correction for Mexico", *The Journal of Developing Areas*, 41(1), 185-202
- Akinlo, A.E. (2006) "The Stability of Money Demand in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach", *Journal of Policy Modeling* 28, 445-452
- Arango, S., ve Nadiri, M. I. (1981) "Demand for Money in Open Economies. *Journal of Monetary Economics*", 7, 69-83.
- Bahmani-Oskooee, M. (1996) "The Black Market Exchange Rate and the Demand for Money in Iran" *Journal of Macroeconomics*, 18, 171-176.
- Bahmani-Oskooee, M. (2001) "How Stable is M2 Money Demand Function Stable in Japan?", *Japan and World Economy*, 13(4), 455-461.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Karacal, M. (2006), "The Demand for Money in Turkey and Currency Substitution", *Applied Economics Letters*, 13(10), 635-642.
- Balaylar, N. A. ve Duygulu, A.A. (2004) "Türkiye'de Para İkamisi Olgusu ve Para Talebinin İstikrarı", *D.E.Ü.İ.İ.B.F.Dergisi*, 19 (2), 33-54
- Dutkowsky, D. H. ve Atesoglu, H. S.(2001) "Demand for Money: A Structural Economic Investigation", *Southern Economic Journal*, 68(1), 92-106.
- Gujarati, D. (1999) "Fundamentals of Econometrics", John Wiley
- Hafer, R. W., ve Kutun, A. M. (1994) "Economic Reforms and the Long-Run Money Demand in China: Implications for Monetary Policy", *Southern Economic Journal*, 60, 936-945.
- Hafer, R.W ve Jansen, D.W. (1991) "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23(2), 155-168.
- Hoffman, D., ve Rasche, R. H. (1991) "Long-run Income and Interest Elasticities of Money Demand in the United States", *Review of Economics and Statistics*, 73, 665-674.
- Hsing, Y. (1989) "On the Variable Money Demand Elasticity: The Case of Taiwan", *International Economic Journal*, 3(3), 43 - 52.
- Johansen, S. (1992) "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data", *Journal of Policy Modeling*, 14, 313-334
- Kara, O. (2011) "The Effects of The U.S. Budget Deficit and Inflation on Exchange Rate" *Journal of Academy of Business And Economics*, (11) 4, 80-94
- Karaca, O. (2005) "Türkiye'de Faiz Oranı ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi?", *Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metni*, No. 2005/14
- Khan, A. H. (1980) "The Demand for Money in Pakistan: Some Further Results", *The Pakistan Development Review*, 19(1), 25-50.
- Kogar, Ç. (1995), "Cointegration Test for Money Demand: The Case for Turkey and Israel" Discussion Paper, No: 9514, *The Central Bank of The Republic of Turkey*, Research Department.
- McKinnon, R. I., et al. (1984) "International Influence on U.S. Economy: Summary of an Exchange" *American Economic Review*, 74, 1132-1134.
- McNown, R., ve Wallace, M. S. (1992) " Cointegration Tests of A Long Run Relationship Between Demand and the Effective Exchange Rate" *Journal of International Money and Finance*, 11, 107-114.
- Mundell, A. R. (1963) "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates" *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, 475-485.
- Muscattelli, V. A., ve Papi, L. (1990) "Cointegration, Financial Innovation and Modelling the Demand for Money in Italy" *The Manchester School*, 58, 242-259.

- Pesaran, M.H., ve Shin, Y.(1999) "An Autodistributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis", in (ed) S Strom, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, B., ve Pesaran, M.H.(2009) *Time Series Econometrics*. Oxford: Oxford University Press
- Phillips, P.C.B. ve Hansen, B. (1990) "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57: 99-125.
- Süslü, B. ve Bekmez, S. (2010) "Türkiye'de Zaman Tutarsızlığının ARDL Yöntemi ile İncelenmesi", *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 4(2), 85-110
- Vogelvang, B. (2005) *Econometrics Theory and Applications with EViews*. Prentice Hall
- Yılanıcı, V. (2012), "Türkiye'de Para Talebi İstikrarlılığının Testi: Kayan Pencerelede Sınır Testi Yaklaşımı", *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 33, 67-74

