

# Türkiye’de Uzun Dönem Geniş Para (M2Y) Talebinin Tahmini: Zamanla Değişen Katsayılar Yönteminden Bulgular

*The Estimation of Long Run Broad Money Demand (M2Y) in Turkey : Evidence from Time Varying Parameters Approach*

Salih GENCER<sup>1</sup>, İbrahim ARISOY<sup>2</sup>

## ÖZET

Bu çalışmada reel para talebinin, reel gelir, faiz oranı, enflasyon ve döviz kuru değişkenleri ile etkileşimleri ampirik olarak incelenmek suretiyle Türkiye ekonomisi için 1989Q1-2010Q4 döneminde uzun dönem reel para talebi fonksiyonu tahmin edilmeye çalışılmıştır. Analiz dönemi içerisinde Türkiye ekonomisinde gözlenen finansal krizler, yüksek enflasyon ve döviz kuru dalgalanmaları dikkate alınarak reel para talebi fonksiyonunun tahmininde geleneksel sabit katsayılı (ARDL Sınır Testi) tahmin yönteminin yanı sıra Kalman Filtre Tekniğine dayalı Zamanla Değişen Katsayılar modelinden yararlanılmıştır. İlk aşamada gerçekleştirilen sabit katsayılı ARDL Sınır Testi sonuçları reel para talebi ile reel gelir, faiz oranı, enflasyon ve döviz kuru değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret etmiştir. Değişkenler arasında saptanan bu uzun dönem ilişkisine dayanarak uzun dönem reel para talebi fonksiyonu ikinci aşamada zamanla değişen katsayılar yöntemi ile tahmin edilmiştir. Sonuçlar uzun dönemde reel para talebinin faiz ve enflasyondaki değişimlerden negatif, reel gelir ve döviz kurundaki değişimlerden ise pozitif yönde etkilendiğini göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Para talebi, ARDL, zamanla değişen katsayılar, kalman filtre, merkez bankası.

## ABSTRACT

This paper attempts to estimate the long run money demand for Turkish economy by examining the empirical relationship among real money, real income, interest rate, inflation and exchange rate. To this end, both constant (ARDL bounds test) and a time-varying coefficients model based on Kalman filter technique are employed over the period 1989Q1-2010Q4, characterized by financial crises, high inflation and exchange rate fluctuations in Turkey. ARDL bounds test results indicate that there is a long-run relationship between real money, real income, the exchange rate, inflation and interest rate. The long run relationship is finally estimated by a time-varying parameters model. The estimation results show that both real income and exchange rate have positive effect on real money demand, whereas inflation and interest rate have a negative effect on real money demand.

**Keywords:** Money demand, ARDL, time-varying parameters, kalman filter, central bank.

## 1. GİRİŞ

Para politikasının temel amacı, para arzının kontrolü ile belirli makroekonomik değişkenler üzerinde etkili olmak biçiminde ifade edildiğinde para talebi analizlerinin para politikası uygulamaları açısından önemi ortaya çıkar. Bir para talebi fonksiyonu para arzı ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki etkileşimleri ortaya koyma işlevine sahiptir. Bu açıdan bakıldığında, para talebi fonksiyonunun doğru tahmin edilmesi ve istikrarlı olması para politikasının başarısında belirleyici bir rol oynamaktadır. İyi tanımlanmış ve istikrarlı bir para talebi fonksiyonu ile parasal büyüklüklere dayalı para politikasına bağlı olarak para arzındaki değişimlerin çıktı, fiyatlar genel düzeyi, faiz ve enflasyon gibi temel makroekonomik büyüklükler üzerindeki etkileri öngörülebilir nitelik taşır.

Para talebinin, para politikası uygulamalarının sonuçları bakımından belirleyici niteliği birçok uygulamalı çalışmaya esin kaynağı olmuştur. Bu çalışmaların odağında, para talebinin uygun bir şekilde modellenmesi ve bu bağlamda para talebinin istikrarsızlığına yol açan unsurların belirlenmesi yer almıştır.<sup>1</sup> Dünya genelinde esnek kur rejimine geçiş, sermaye piyasalarının küreselleşmesi, finansal liberalizasyon ve finansal yenilik süreçleri para talebinin istikrarsızlığına yol açan etkenler olarak öne çıkmıştır. Benzer bir sürecin Türkiye ekonomisi için de geçerli olduğu söylenebilir. Küreselleşme, finansal serbestleşme ve finansal yenilik süreçlerinin Türkiye ekonomisine yansımaları 1980’lerin ikinci yarısından itibaren gözlenmeye başlamıştır. Bu dönemde finansal serbestleşme sürecinin hız kazandığı, sermaye önündeki kısıtlamaların kaldırıldığı ve böylece finan-

<sup>1</sup> Araş. Gör., Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, sgencer@cu.edu.tr

<sup>2</sup> Araş. Gör. Dr., Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, iarisoy@cu.edu.tr

sal araçlardaki çeşitliliğin arttığı gözlenmiştir. Sonraki dönemlerde Türkiye ekonomisi biri 1994 diğeri ise 2001'de olmak üzere iki önemli kriz yaşamıştır. Finansal sistemdeki gelişmeler ve yaşanan ekonomik krizler birlikte değerlendirildiğinde para talebinin tahmini açısından önemli sonuçlar yaratması olası bir durum olarak karşımıza çıkmıştır.

Türkiye ekonomisinde 1980'lerin ikinci yarısıyla birlikte finansal serbestleşme sürecinin hız kazanmış ve sermaye önündeki kısıtlamaların kaldırılmasına paralel olarak finansal araçlardaki çeşitlilikte artış göstermiştir. Finansal sistemdeki bu değişimlerin insanların para tutum kararları üzerinde etkili olabileceği beklenen bir durum olarak ifade edilebilir. Bunun dışında, Türkiye ekonomisinin 1994 ve 2001 yılında maruz kaldığı krizlerin de para talebini etkilemesi olasıdır. Gerek finansal sistemdeki gelişmeler ve gerekse de yaşanan ekonomik krizler hem para talebi fonksiyonunun istikrarlılığını hem de para talebi fonksiyonunun içerdiği değişkenlerin zaman içerisindeki gelişimini etkileyebilecek niteliktedir.

Bu bağlamda, bu çalışmanın amacı 1989:Q1-2010:Q4 dönemine ait verilerle Türkiye'de uzun dönem para talebi fonksiyonunu tahmin etmektir. Literatürde yer alan önceki çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada, geniş tanımlı parasal büyüklüğe dayalı olarak oluşturulan para talebi fonksiyonu hem sabit hem de zamanla değişen katsayılar yöntemleriyle tahmin edilmeye çalışılmıştır.

Sıradan en küçük kareler (EKK) ve son yıllarda yaygın bir uygulama alanı bulan eşbütünleşme sınımaları gibi sabit katsayılı modellerden farklı olarak zamanla değişen katsayılı modeller, ekonomide uygulanan farklı politikalara, finansal yenilik süreçlerine, kriz ve şoklara karşı para talebinin belirleyicilerinin verdiği tepkilerin zaman içinde nasıl değiştiğinin izlenmesine olanak tanımaktadır. Örneğin, kriz dönemlerinde politikalarda bir değişiklik olup olmadığı veya bu değişikliğin ne yönde gerçekleştiği konularında daha detaylı analizler yapılmasını da olanaklı hale getirmektedir. Dolayısıyla, bu yöntem özellikle Türkiye gibi finansal yeniliklerin yaygınlaştığı ve ekonomik krizlerin yaşandığı ülkelerdeki gelişmelerin para tutum kararlarına etkilerini analiz etmede sabit katsayılı modellere daha uygun olabilir. Belirtilen nedenlerle, model katsayılarının zaman içinde değişmesine izin verilecek ve böylece para talebi ve belirleyicileri arasındaki etkileşimin zaman içinde değişebileceği rasyonelinden hareket edilecektir. Böylece tahmin dönemi içerisinde Türkiye ekonomisinde gözlenen finansal yeniliklerin ve ekonomik krizlerin

para talebi katsayılarına etkileri dikkate alınmış olacaktır.

Çalışma giriş bölümüyle birlikte beş bölüm olarak tasarlanmıştır. İkinci bölümde literatür özeti; üçüncü bölümde ise tahmin edilecek ampirik modelin oluşturulmasına ilişkin bilgiler verilmiştir. Dördüncü bölümde ekonometrik yöntemler tanıtılarak bu yöntemlerle elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Çalışma sonuç bölümüyle sonlandırılmıştır.

## 2. LİTERATÜR ÖZETİ

Türkiye'de para talebini tahmin etmeye yönelik çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Koğar (1995:1-19), Johansen-Juselius eşbütünleşme yöntemiyle Türkiye'de M1 ve M2 para talebi fonksiyonlarının tahminini 1978Q1-1990Q4 dönemi için incelemiştir. Yazar, analizleri sonucunda reel gelir, enflasyon oranı ve döviz kurunun değişim oranı değişkenleriyle modellemiş olduğu uzun dönem reel para talebinin açıklayıcı değişkenleriyle uzun dönemli denge ilişkisi içinde olduklarını saptamıştır. Civcir (2003:514-534), Türkiye ekonomisinde M2 para talebi fonksiyonunu portföy dengesi yaklaşımı çerçevesinde reel gelir, faiz oranları, enflasyon oranı ve beklenen döviz kuru değişim oranı değişkenleri ile modellemiştir. Çalışmada 1981M1-1999M12 dönemi için Johansen-Juselius eşbütünleşme testi ile para talebinin istikrarlılığı sınanmış ve para talebinin belirleyicileriyle uzun dönemli ve istikrarlı bir ilişki içinde olduğu saptanmıştır. Geriye dönüşlü tahmin yöntemi ile parametrelerde muhtemel istikrarsızlıkların olup olmadığının da incelendiği çalışmada parametrelerin kısa ve uzun dönemde istikrarlı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Elde edilen bulgularla parasal hedeflemede geniş para tanımının kullanımının uygun olduğu ancak para ikamesinin de dikkate alınması gerektiğine işaret edilmiştir. Mutluer ve Barlas (2002:55-75), Türkiye ekonomisi için geniş para talebi fonksiyonunu 1987-2001 döneminde üçer aylık verilerle analiz etmiştir. Çalışmanın amacı farklı değişkenler kullanılarak Türkiye'nin geniş para talebi fonksiyonunun uygun bir şekilde modellenmesi ve tahmin edilen ilişkinin ilgili dönem içerisinde istikrarlı olup olmadığını belirlemek olarak ifade edilmiştir. Uzun dönem reel para talebi fonksiyonu reel gelir, faiz oranları, enflasyon oranı ve döviz kuru değişkenlerinin bir fonksiyonu olarak modellenmiştir. Johansen eşbütünleşme yöntemi kullanılarak değişkenlerin uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi içinde oldukları tespit edilmiştir. Akıncı (2003:1-26), Türkiye'de reel para talebi ile reel gelir ve fırsat maliyet değişkenleri arasındaki ilişkiyi 1987-2003 döneminde üçer aylık verilerle incelemiştir. Uzun dönem

reel para talebi fonksiyonu, özel tüketim harcamaları, faiz oranı ve nominal döviz kuru değişkenleriyle modellenmiş ve bu değişkenlerin uzun dönemli bir denge ilişkisi içerisinde oldukları belirlenmiştir. Kısa dönemde para talebinin döviz kuru hareketlerine daha duyarlı olduğu ancak uzun dönemde reel para talebinin temel belirleyicilerinin reel gelir ve faiz oranı olduğu ifade edilmiştir. Halıcıoğlu ve Uğur (2005:1–15), Türkiye ekonomisi için dar tanımlı M1 parasal büyüklüğü ile gelir, faiz oranı ve nominal döviz kuru arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ARDL yaklaşımıyla araştırmıştır. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı saptanmış ve nominal döviz kurunun para talebi üzerindeki etkisinin negatif olduğu ifade edilerek para ikamesi hipotezine destek sunulmuştur. Saatçioğlu ve Korap (2005:139–165), Türkiye’de M2Y ile reel gelir, faiz oranı, enflasyon ve döviz kuru değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmıştır. Johansen eşbütünleşme yöntemi kullanılarak 1987Q1–2004Q2 döneminde değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri bulgusuna ulaşılmıştır. Para talebinin gelir esnekliğinin çok küçük ve istatistikî açıdan anlamsız bir değerde olduğu ve geniş para talebinin gelire bu şekilde duyarlı olmasının Türkiye’nin istikrarsız büyüme performansı ile para ve gelir büyüklükleri arasında ilişkiyi zayıflatan finansal yenilik süreçlerinin bir sonucu olabileceği ifade edilmiştir. Yapılan sınamalarla tahmin edilen para talebi fonksiyonunun istikrarsızlık gösterdiği ve yurt içi ekonomik kriz koşullarının varlığı ve politik belirsizlik ortamının bunda önemli bir etken olduğu ifade edilmiştir. Bahmani-Oskooee ve Karacal (2006:635–642), Türkiye ekonomisi için 1987M1–2004M6 döneminde uzun dönemli M1 ve M2 reel para talebi fonksiyonlarını tahmin etmiştir. Para ikamesi olgusu dikkate alınarak, M1 ve M2 para talebi fonksiyonları reel gelir, faiz oranı, enflasyon oranı ve nominal döviz kuru değişkenlerinin bir fonksiyonu olarak modellenmiştir. Ekonometrik yöntem olarak Peseran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı kullanılarak uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Nominal döviz kuru katsayısı negatif olarak bulunmuş ve bunun da literatürdeki servet etkisi argümanına değil, para ikamesi argümanına destek sağladığına vurgu yapılmıştır. Çatık (2007:103–113), Türkiye’de M1 ile reel gelir ve faiz oranı değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını 1987Q1–2004Q2 döneminde geleneksel çok değişkenli eşbütünleşme testi ve yapısal kırılmayı dikkate alan Gregory-Hansen yöntemi ile araştırmıştır. Johansen eşbütünleşme test sonuçları değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermiş ancak yapısal kırılma altında de-

ğişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin varlığı saptanamamıştır. Sonuçlar TCMB’nin parasal büyüklükleri kullanırken dikkatli olması gerektiği biçiminde yorumlanmıştır.

### 3. MODEL VE VERİ SETİ

Para talebinin tahmini ile ilgili temel sorun para talebinin tanımlanmasıdır. Para talebi, ekonominin karakteristiğine uygun biçimde tanımlanmalı ve para talebindeki değişimleri açıklamak üzere kullanılacak değişkenler dikkatle seçilmelidir. Söz konusu değişkenlerin seçimi konusundaki tartışmalar üç nokta üzerinde yoğunlaşmaktadır. Bunlar parasal büyüklüğün seçimi, ölçek değişkeninin seçimi ve alternatif maliyet değişkeninin belirlenmesidir. Bu değişkenlerin olası seçimleri baz alınan teorik yaklaşıma göre çalışmadan çalışmaya farklılaşmaktadır. Genel olarak bakıldığında ampirik çalışmalarda işlem ve portföy teorilerinin dikkate alındığı gözlenmektedir (Miller,1991:142; Sriram,1999:18, Capasso ve Napolitano, 2012:3123).

Parasal büyüklüğün seçimi ile ilgili tartışmalar para talebini temsilen kullanılacak optimal parasal büyüklüğün seçimine odaklanmaktadır. Pradhan ve Subramanian (2003), dar kapsamlı parasal büyüklüklerin finansal sistemleri yeterince gelişim göstermemiş gelişmekte olan ülkelerde daha iyi sonuçlar verebildiğine işaret etmektedir. Hafer ve Jansen (1991) ise para politikasındaki değişimlerin uzun dönemli etkilerinin değerlendirilmesinde geniş tanımlı parasal büyüklüklerin tercih edilebileceğini ileri sürmüştür (Pradhan ve Subramanian,2003:341; Hafer ve Jansen, 1991). Bundan başka işlem güdülü para talebi analizlerinde dar, portföy dengesi yaklaşımı kapsamındaki para talebi analizlerinde ise geniş tanımlı parasal büyüklüklerin tercih edildiği gözlenmektedir (Sriram,1999:18).

Para talebi fonksiyonunun modellenmesinde diğer iki tartışma alanı ölçek ve alternatif maliyet değişkenlerinin seçimi konusundadır. Ölçek değişkeni, para talebinin en üst sınırını temsil etmektedir. Reel gelir bu amaçla kullanılan en yaygın değişkendir. Reel gelirdeki artışların/azalışların para talebini arttırması/azaltması beklenir. Bu bağlamda bir para talebi fonksiyonunda ölçek değişkenine ait katsayının pozitif değer alacağı öngörülür. Alternatif maliyet değişkenleri konusunda ise ampirik çalışmalarda yurt içi faiz oranı, enflasyon oranı ve döviz kuru değişkenleri gibi değişkenlerin yaygınca para talebi fonksiyonunda yer aldığı gözlenmektedir. Yurt içi faiz oranındaki bir artış/azalış para tutumunun alternatif maliyetini yükseltir/düşürür ve bu yolla reel para talebini azal-

tır/arttırır. Enflasyonun para talebi üzerinde ne yönde etkili olacağı konusunda ise iki farklı beklenti söz konusudur. Fiziksel mallar paraya ikame varlıklar olarak değerlendirildiğinde yüksek enflasyon beklentisi fiziksel mallara doğru yönelişi özendirir. Böylece enflasyonun artacağı yönündeki beklentilerin para talebini azaltacağı öngörülür. Öte yandan enflasyonun fiziksel malların bugün yerine gelecekte satın alınmasının bir fırsat maliyeti olarak değerlendirilmesi de mümkündür. Böyle bir durumda enflasyon beklentileri karar birimlerinde gelecekte satın alma güçlerinin azalacağı biçiminde bir algıyı tetikler. Sonuçta bu ikinci durumda enflasyon beklentileri para talebini arttırıcı etkiler yaratabilir (Sriram,1999:24-25; Sriram,2002:341). Söz konusu iki olasılık birlikte değerlendirildiğinde bir para talebi fonksiyonunda yer alan enflasyon değişkenine ait katsayının pozitif ya da negatif değer alabilmesi mümkün görünmektedir. Fakat çalışmamız açısından enflasyon değişkeni reel varlıkların getirisini temsilen modele dâhil edilmiştir ve bu nedenle para talebi üzerinde negatif etkilere sahip olacağı öngörülmektedir.

Portföy dengesi yaklaşımı çerçevesinde para talebi analizlerinde faiz ve enflasyon değişkenlerinin spekülasyon amaçlı para talebini tam olarak yansıtmaları her zaman mümkün olmayabilir. Çünkü portföy çeşitlendirmesi durumunda tüm varlıklar ve bu varlıkların değerleri önemli bir role sahiptir (Caposso ve Napotlitano, 2012:3123). Bu nedendir ki, özellikle dışa açık ekonomilerde döviz kuru değişkeninin ilave bir alternatif maliyet değişkeni olarak para talebinin açıklayıcı değişkenleri arasına dâhil edilmesi gerekmektedir. Döviz kuru para talebi üzerinde tıpkı enflasyon gibi iki farklı etkiye yol açabilir. Nominal döviz

kuru açısından değerlendirildiğinde para ikamesinin varlığı durumunda nominal döviz kurundaki artışların para talebini negatif, nominal döviz kurundaki artışın bir servet etkisi olarak algılanması durumunda ise pozitif yönde etkilemesi mümkündür. Bu bağlamda döviz kurunun para talebi üzerindeki etkisinin ne yönde olacağı ampirik bir sorun olarak değerlendirilmektedir (Bahmani-Oskooee ve Chi Wing Ng, 2002:149-150).

Para talebinin modellenmesi konusundaki bu tartışmalardan hareketle çalışmamızda Türkiye’de uzun dönem para talebi fonksiyonunun tahmini portföy dengesi yaklaşımı çerçevesinde oluşturulan aşağıdaki model kapsamında gerçekleştirilecektir:

$$LM_t = \beta_0 + \beta_1 LY_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \pi_t + \beta_4 LExc_t + \mu_t \quad (1)$$

Burada M, para arzı; Y reel gelir; R, yurt içi faiz oranı;  $\pi$ , enflasyon oranı ve Exc ise döviz kurunu temsil etmekte olup, L değişkenlere logaritmik dönüşüm yapıldığını göstermektedir. 1989:Q1-2010:Q4 dönemini kapsayan üçer aylık veriler TCMB, TÜİK ve DPT’den derlenmiştir. Reel para talebini temsilen kullanılan geniş tanımlı parasal büyüklük (M2Y), 1987 baz yıllık TÜFE endeksi ile reel hale getirilmiştir. Para tutumunun en üst sınırını temsilen 1987 baz yıllık reel GSYİH kullanılmıştır. Bu seri X-12 ile mevsimsellikten arındırılmış ve logaritmik olarak modele dâhil edilmiştir. Alternatif maliyet değişkenlerinden yurt içi faiz oranı için DİBS faiz oranları kullanılırken, enflasyon ise 1987 baz yıllık TÜFE’deki yüzde değişim olarak hesaplanmıştır. Döviz kuru değişkeni olarak ise YTL cinsinden nominal dolar kuru kullanılmıştır.

**Tablo 2:** Birim Kök Sınama Sonuçları

Değişkenler	ADF-GLS		KPSS		LS (2003)		
	Seviye	I. Fark	Seviye	I. Fark	Seviye	TB <sub>1</sub>	TB <sub>2</sub>
LY	-2.843 <sup>a</sup>	-8.831 <sup>a</sup>	0.079 <sup>a</sup>	0.038 <sup>a</sup>	-5.219 <sup>*</sup>	2001:01	2007:04
	1.705 <sup>b</sup>	-9.225 <sup>b</sup>	1.178 <sup>b</sup>	0.037 <sup>b</sup>	-2.682 <sup>**</sup>	1998:04	1999:02
LM	-2.345 <sup>a</sup>	-9.865 <sup>a</sup>	0.078 <sup>a</sup>	0.063 <sup>a</sup>	-4.938 <sup>*</sup>	1997:04	2002:04
	2.646 <sup>b</sup>	-9.339 <sup>b</sup>	1.187 <sup>b</sup>	0.107 <sup>b</sup>	-3.196 <sup>**</sup>	1996:02	2001:02
LExc	-0.032 <sup>a</sup>	-6.567 <sup>a</sup>	0.297 <sup>a</sup>	0.177 <sup>a</sup>	-5.240 <sup>*</sup>	1993:04	2002:03
	0.684 <sup>b</sup>	-5.701 <sup>b</sup>	1.088 <sup>b</sup>	0.907 <sup>b</sup>	-1.807 <sup>**</sup>	1994:01	2004:01
R	-2.946 <sup>a</sup>	-9.162 <sup>a</sup>	0.241 <sup>a</sup>	0.081 <sup>a</sup>	-3.816 <sup>**</sup>	1995:03	1999:04
	-2.355 <sup>b</sup>	-8.725 <sup>b</sup>	0.818 <sup>b</sup>	0.152 <sup>b</sup>			
$\pi$	-3.826 <sup>a</sup>	-9.074 <sup>a</sup>	0.229 <sup>a</sup>	0.099 <sup>a</sup>	-5.156 <sup>**</sup>	1991:03	1999:04
	-0.621 <sup>b</sup>	-18.024 <sup>b</sup>	1.082 <sup>b</sup>	0.106 <sup>b</sup>			
Kritik Değerler	a	b	a	b	*		**
%1	-4.059	-3.503	0.216 <sup>a</sup>	0.739 <sup>b</sup>	-6.45		-4.545
%5	-3.458	-2.893	0.146 <sup>a</sup>	0.463 <sup>b</sup>	-5.74		-3.842

(Not: a, sabit ve trendli modeli, b trendsiz modeli temsil etmektedir. (-) ve (-) sırasıyla sınamalarda kullanılan modelleri, Model C ve Model A, TB ise yapısal kırılma zamanını göstermektedir.)



#### 4. EKONOMETRİK YÖNTEM VE BULGULAR

Bu çalışmada para talebi fonksiyonunun tahmini zamanla değişen katsayılar yöntemi ile gerçekleştirilecektir. Fakat gerek analize konu değişkenler arasında olası uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığını ortaya koyabilmek ve gerekse de zamanla değişen katsayılar yöntemi ile elde edilen sonuçlarla karşılaştırma yapabilmek amacıyla geleneksel sabit katsayılı modellere dayalı analizlere de yer verilmiştir. Para talebi fonksiyonunda yer alan değişkenlere ilişkin verilerin zaman serisi olması nedeniyle çalışmada öncelikle verilerin durağanlık özellikleri incelenecektir. Bilindiği gibi durağan olmayan diğer bir ifadeyle birim kök içeren verilerle yapılacak ekonometrik analizler yanıltıcı sonuçlara neden olabilir. Analizlerde kullanılan verilerin birim kök içerip içermediği ERS (1996) tarafından geliştirilen ADF-GLS ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS birim kök sınamaları uygulanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 2'de gösterilmiştir. KPSS sınamasında ADF-GLS sınamasından farklı olarak sıfır hipotezi "seri durağandır" şeklinde kurulduğundan durağanlık koşulunu sağlamak için sıfır hipotezi kabul etmek gerekmektedir.

Tablo 2'de verilen birim kök sınama sonuçları, ADF-GLS sınamasının trendin yer aldığı ve almadığı her iki modele (sabit ve trendli model, trendsiz model) göre bütün değişkenler için hesaplanan test istatistiğinin düzey değerlerde mutlak değer olarak kritik değerlerden düşük; birinci farkında ise yüksek olduğunu yani değişkenlerin seviyelerinde durağan değilken birinci farklarında durağan olduğunu göstermektedir. Diğer yandan, KPSS sınama sonuçları faiz oranı (R) ve enflasyon oranı ( $\pi$ ) serilerinin trendli modelde durağan olmadığına işaret etmektedir. Fakat bu değişkenlerin seviyelerinde zaman trendi içermedikleri hususu dikkate alındığında bütün serilerin seviye değerlerinde durağan olmadığı anlaşılmaktadır.

Ancak analiz döneminde Türkiye ekonomisinin önemli politika değişiklikleri, şoklar ve krizlerle karşılaştığı gerçeği dikkate alındığında bu sonuçlara temkinli yaklaşmak gerekir. Zira bu tür hadiseler serilerde yapısal kırılmalara neden olmakta ve bu kırılmaları modellemeden yapılan birim kök sınamaları yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Bu sorunun üstesinden gelmek için, çalışmada ADF-GLS ve KPSS birim kök sınamaları yanında yapısal kırılmaya olanak tanıyan Lee ve Strazicich (2003,LS) birim kök sınama yönteminden de yararlanılmıştır. LS (2003) yönteminde birim kök sınamaları ortalamadaki yapısal değişim

(Model A) ile sabit ve doğrusal zaman trendindeki yapısal değişim (Model C) olmak üzere iki şekilde yapılmaktadır. Yapısal kırılmalı LS (2003) testinden elde edilen sonuçlar, yapısal kırılma dikkate alındığında enflasyon ( $\pi$ ) serisinin seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlara göre, enflasyon ( $\pi$ ) değişkeni dışında analize konu diğer bütün değişkenler birinci dereceden bütünleşik olarak belirlenmiştir.

##### 4.1. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Zaman serisine ilişkin literatürde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin ortaya konulması amacıyla kullanılan en yaygın yöntemler iki aşamalı Engle-Granger (1987) ile Johansen ve Juselius (1990) yaklaşımlarıdır. Bu iki yaklaşımda eşbütünleşme ilişkisinin varlığı analize konu değişkenlerin birinci dereceden bütünleşik yani I(1) olmalarını gerektirmektedir. Aksi bir durumda, uzun dönem para talebini tahmin etmek için serilerin aynı dereceden bütünleşik olmasını gerektiren kalıntı temelli Engle-Granger (1987) ve onun uzantısı yöntemler ile Johansen ve Juselius (1990) yaklaşımları kullanılamamaktadır. Peseran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL tahmini-ne dayalı sınır testi yaklaşımı ise değişkenlerin I(0) ya da I(1) olmasına ilişkin bir kısıtlamaya yer vermemesi bakımından sağladığı kolaylık nedeniyle son yıllarda yaygın olarak kullanılan bir yöntem olmuştur. Kısıtsız bir hata düzeltme modeline dayalı olan ARDL sınır testinde hesaplanan F istatistiği, açıklayıcı değişkenlerin I(0) ya da I(1) olduğuna bakılmaksızın ele alınan değişkenler arasında uzun dönem seviye ilişkisinin yokluğunu ifade eden boş hipotezi alternatifine karşı sınamak üzere kullanılmaktadır.

(1) numaralı denklemden hareketle ARDL sınır testi için kısa ve uzun dönem dinamiklerin birlikte ifade edildiği kısıtsız hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi oluşturulur:

$$\begin{aligned} \Delta LM_t = & \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_{0,k} \Delta LM_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{1,k} \Delta LY_{t-k} + \\ & \sum_{k=0}^n \beta_{2,k} \Delta R_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{3,k} \Delta \pi_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{4,k} \Delta LExc_{t-k} + \\ & \delta_0 LM_{t-1} + \delta_1 LY_{t-1} + \delta_2 R_{t-1} + \delta_3 \pi_{t-1} + \delta_4 LExc_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (2)$$

Bu eşitlik standart VAR modeline göre tüm değişkenlerin düzey değerlerinin bir gecikmeli değerlerini içermesi bakımından farklıdır. Bu kısıtsız hata düzeltme modelinde n gecikme sayısını ifade etmektedir. Peseran vd (2001)'in ARDL sınır testi

yaklaşımı kapsamında seriler arasında uzun dönem seviye ilişkisinin olup olmadığı F-testi vasıtasıyla şu şekilde araştırılmaktadır. İlk olarak, en uygun gecikme uzunluğu belirlendikten ve yukarıdaki model bu gecikmeyle tahmin edildikten sonra değişkenler arasındaki seviye ilişkisinin varlığının test edilmesi için bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmeli düzey değerlerine F testi yapılır. Elde edilen F istatistiği ile Peseran vd (2001)'in alt ve üst kritik değerler için geliştirdiği kritik değerler karşılaştırılarak değişkenler arasında uzun dönem seviye ilişkisinin yokluğunu ifade eden boş hipotez ( $H_0: \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ ), seviye ilişkisinin varlığını ifade eden karşıt hipoteze ( $H_1: \delta_0 \neq \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq 0$ ) karşı test edilir. Değişkenler

arasında uzun dönem seviye ilişkisinin varlığı hesaplanan F-istatistiğinin üst sınır kritik değerinden büyük olması durumunda söz konusudur. F-istatistik değerinin alt sınır kritik değerinin altında kalması uzun dönem seviye ilişkisinin yokluğunu ifade eder. Şayet, F-istatistiği alt ve üst sınır kritik değerleri arasında ise bu durumda uzun dönem seviye ilişkisinin varlığı ya da yokluğuna ilişkin net bir çıkarımda bulunulamaz. ARDL sınır testi için en uygun gecikme sayısı Akaike bilgi kıstasına (AIC) göre 2 olarak belirlenmiş ve bu gecikmeyle tahmin edilen kısıtsız hata düzeltme modelinde açıklayıcı ve açıklanan değişkenlerin bir gecikmeli seviye değerlerine uygulanan F istatistiği değeri ile kritik değerler Tablo 3'de verilmiştir.

**Tablo 3:** ARDL Sınır Testi Sınama Sonuçları

F-İstatistiği	Alt Sınır (%5)	Üst Sınır (%5)	Alt Sınır (%10)	Üst Sınır (%10)	
6.9531	3.018	4.252	2.557	3.658	
Tahmin Edilen Uzun Dönem Katsayıları					
	Sabit ( $\alpha$ )	LY	R	$\pi$	LExc
Katsayılar	-4.776	1.518	0.005	-0.096	0.018
p-değeri	0.256	0.000	0.094	0.008	0.652
Tanısal Testler					
	LM	Reset	Jarque-Bera	White	
$\chi^2$ İstatistiği	5.371	0.442	0.669	0.854	
p-değeri	0.251	0.506	0.716	0.355	

(Not: p, olasılık değerlerini göstermektedir. Tanısal testler sırasıyla modelin hata terimine uygulanan LM, Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık; Reset, spesifikasyon; White, değişen varyans ve Jarque-Bera normallik sınamalarını göstermektedir.)

İlgili tabloda hesaplanan F istatistiğinin %5 anlamlılık düzeyinde üst kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu sonuç, analize konu değişkenler arasında uzun dönem bir seviye ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. Değişkenler arasında bir seviye ilişkisi saptandıktan sonra uzun dönem katsayıları belirlemek için Akaike bilgi kıstası temel alınarak ARDL (2,0,0,1,1) modeli tahmin edilmiş ve elde edilen uzun dönem katsayılar Tablo 3'ün orta panelinde verilmiştir. Uzun dönem para talebi fonksiyonunun katsayı tahminlerine bakıldığında faiz oranı değişkeni dışında katsayıların kuramsal olarak beklenen işaretlere sahip oldukları görülmektedir. Modelimiz açısından para talebini negatif yönde etkilemesi beklenen faiz değişkeni pozitif işarete sahip olarak bulunmuştur. Katsayıların anlamlılıklarına bakıldığında ise döviz kuru değişkeninin istatistikî açıdan anlamsız olduğu gözlenmiştir. Para talebinin gelir esnekliği yaklaşık 1.519, yarı faiz esnekliği -0.005, enflasyon esnekliği -0,096 ve döviz kuru esnekliği de 0.018 olarak bulunmuştur. Son olarak tahmin edilen modelin uyumunu kontrol amaçlı olarak model tahminine ilişkin ardışık bağımlılık, fonksiyonel biçim, normallik ve değişen varyans gibi tanısal testler yapılmış ve elde edilen sonuçlar yukarıdaki tablonun alt panelinde verilmiştir. Model tahmin edildikten sonra uygulanan

Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi (LM) ile hata terimlerinin normalliği (Jarque-Bera) ve değişen varyans (White) testleri modelin uyumunun iyi olduğunu göstermektedir.

#### 4.2. Zamanla Değişen Katsayılar Yöntemi

Daha önce ifade edildiği gibi, Türkiye'de para talebinin analiz edildiği literatürdeki çalışmaların ortak noktası, analiz yöntemlerinin sabit katsayılı tahmin yöntemlerine dayanmakta olmasıdır. Ancak bu tahmin yöntemleri temel alınan sınama döneminde parametrelerin zamanın her bir noktasında aynı ağırlıkta ve sabit olduğunu yani zaman içinde değişmediğini varsaydığından önemli eksikliklere sahiptir. Diğer bir ifadeyle, modelde yer alan bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin veya bağımlı değişkenin bağımsız değişkenlere verdiği tepkinin incelenen dönem boyunca değişmediği, sabit kaldığı kabul edilmektedir. Ünlü Lucas eleştirisine konu olan sabit katsayılı modeller, parametrelerin zaman içinde değişmediği veya sabit kaldığı varsayımına dayalıdır (Arisoy, 2013:499-500). Söz konusu katsayılar zaman içinde değişiyorsa sabit katsayılı modellerden elde edilen sonuçlar yanıltıcı olabilir. Geleneksel ekonometrik modellerin farklı politikalar arasında değerlendirme yapılması amacıyla kullanılmasına

karşı çıkan Lucas (1976), politika rejimi değiştiğinde ekonomik karar birimlerinin davranışlarını ve beklentilerini oluşturma biçimlerini değiştireceklerini öne sürmüştü ve ekonomi politikalarının önemli ölçüde değiştirildiği durumda tarihsel ilişkilerin geçerli olmaya devam etmesinin beklenemeyeceğini belirtmiştir. Bu bağlamda Lucas eleştirisine ilişkin argüman, para politikası uygulamalarından sorumlu merkez bankalarının politikalarda rejim değişikliğine yönelmeleri durumunda geçerli olabilir.

Kuramsal bir bakış açısıyla para talebi fonksiyonunun sabit kalmasının beklenmesi rasyonellik taşımaz. Katsayıların zamanla değişim göstereceğine ilişkin iki farklı argüman öne sürülebilir. Bunlardan birisi Lucas eleştirisine diğeri ise finansal yeniliklere dayanmaktadır. Lucas eleştirisi para talebi tahmini açısından önemli sonuçlara sahiptir. Geleneksel para talebi modelleri para arzı ile para talebi arasında bir dengeyi tanımlarlar. Ancak model parametrelerinin yalnızca para talebi açısından yorumlanabilmesi için para arzının önceden belirlenmiş yada dışsal bir nitelik taşıması gerekir. Oysa bu koşullara temkinli yaklaşılmalıdır. Çünkü para arzı içsel nitelik taşıdığına tahmin edilen parametreler kısmen de olsa arz faktörlerine bağlı olacaktır. Ayrıca, para politikası uygulama yöntemlerindeki bir değişiklik gibi para arzının belirleyicilerinde herhangi bir değişiklik meydana geldiğinde geleneksel para talebi modellerinin parametreleri de değişim gösterecektir. Böyle bir durumda ise model parametrelerin sabit kalması beklenemez. Finansal yeniliklere dayalı argüman ise finansal yeniliklerin para, faiz oranı ve harcamalar arasındaki ilişkiyi değiştirebileceği düşüncesine dayanır. Geleneksel sabit katsayılı modellere dayalı tahminlerde hem politikadaki rejim değişikliklerinin hem de finansal yeniliklerin model parametreleri üzerindeki etkileri doğrudan dikkate alınmamaktadır. Bu nedenle bu tür gelişmelerin varlığında para talebinde istikrarsızlıklar gözlenebilecektir (Cogley,1993:36; Cooley ve LeRoy,1981; Ireland,1992).

Geleneksel sabit katsayılı modellere dayalı analizlerde uzun dönem denge ilişkisi içerisinde olabilecek belirli değişkenler arasında uzun dönem bir denge ilişkisi bulunmadığında başvurulan yol istikrarsızlığın kaynağı olabilecek olası yapısal değişimleri dikkate almak üzere kukla ya da diğer gösterge değişkenlerin kullanılmasıdır (Ramajo,2001:771). Zamanla değişen katsayılar yönteminde ise böyle göstergelerin kullanılmasına gereksinim duyulmadığı gibi yapısal değişimlerin sayısını ya da zamanlamasını analizde kullanılan verinin kendisi belirlemekte ve parametrelerdeki yapısal değişimler birbirinden bağımsız

olarak belirlenmektedir. Zira bu yöntem katsayıların zaman içerisinde değişmesine olanak verir ve bu sayede parametre tahminlerinin alternatif politika rejimlerine göre tepkisini gösterir. Ayrıca, dolanım hızı ve dolayısıyla da para talebi ile fırsat maliyetleri arasındaki ilişkinin değişmesine neden olan finansal yeniliklere karşı farklı tepkiler vermesini de mümkün kılar. Bu sebepler yüzünden de geleneksel para talebi fonksiyonlarının tahmininde zamanla değişen parametreler yaklaşımının kullanılması rasyonellik taşıyor (Cogley,1993:35; Caporale, 1998:85). Bir para talebi fonksiyonu katsayılarının zamanla değişimine olanak sağlayacak biçimde tahmin edebilmenin bir yolu tahmin sürecinde parametre tahminlerinin oluşabilecek değişimlere hızlı bir biçimde uyum sağlamasına izin veren bir yöntemin seçilmesidir. Kalman filtre tekniğine dayalı zamanla değişen katsayılar yöntemi bu amaçla kullanılabilir bir yöntemdir (Bahmani-Oskooee ve Brown, 2004:1656). Para talebi analizinde bu yaklaşımın kullanımının temel nedeni şöyle ifade edilebilir: Bu yöntem bir yandan para talebini etkilemiş ancak gözlemlenemeyen faktörlerin dikkate alınmasını sağlarken diğer yandan da modelde yer alan her değişkenin katsayısının zaman içerisinde ne şekilde değişim gösterdiğini saptamaya yardımcı olur (Capasso ve Napolitano,2012:3131). Bu bağlamda, zamanla değişen katsayılar yöntemi hem katsayıların zamanla değişmesine olanak tanıyarak parametrelerdeki olası değişimlerin hem de para talebine etki edecek finansal yenilik süreçlerinin etkilerinin değerlendirilebilmesini elverişli hale getirmek suretiyle analizlerin açıklama gücüne önemli katkılar sağlar (Stracca,2001:15). Zamanla değişen parametreler tahmin edilirken Kalman filtre yöntemi kullanılmaktadır. Kalman filtre yöntemi birisi geçiş (state) diğeri de ölçüm (measurement) olmak üzere iki tür denklemden oluşmaktadır (Yamak, 1996:29; Yamak ve Abdioğlu,2010:453-455). Yukarıda eşitlik (1) ile ifade edilen para talebi fonksiyonu, zamanla değişen katsayılar modeli bağlamında ölçüm denklemini oluşturmakta olup, bu denklemin katsayılar vektörü de ( $\beta$ ) geçiş ya da durum denklemini oluşturmaktadır. Geçiş denklemleri, ölçüm denklemindeki parametrelerin zamana bağlı olarak nasıl değiştiğini gösteren denklemdir. Modele ilişkin katsayıların tesadüfi yürüyüş süreci ile ifade edilmesi durumunda bu sisteme ait geçiş denklemleri şu şekilde yazılabilir (Capasso ve Napolitano, 2012:3131):

$$\begin{bmatrix} \beta_{0,t} \\ \beta_{1,t} \\ \beta_{2,t} \\ \beta_{3,t} \\ \beta_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{0,t-1} \\ \beta_{1,t-1} \\ \beta_{2,t-1} \\ \beta_{3,t-1} \\ \beta_{4,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{0t} \\ \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Bu ifade, daha sade ve toplu olarak şu şekilde gösterilebilir:

$$\beta_{it} = \beta_{it-1} + \mu_{it}$$

$$u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2), \mu_{it} \sim N(0, \sigma_\mu^2), i=0, 1, 2, 3, 4.$$

(1) ve (3) nolu denklemler durum-uzay (state-space) modelini oluşturur. (1) nolu denklem gözlemlenen değişkenleri gözlemlenemeyen katsayılarla ilişkilendiren ölçüm denklemi iken matris formundaki (3) nolu denklem ise gözlemlenemeyen katsayıların zaman içerisindeki dinamiğini tanımlayan geçiş denklemidir (Caporale, 1998:87). Geçiş denkleminde ifade edilen geçiş vektörü, yani geçiş denklemindeki  $\beta$  katsayıları, zamanın her noktasında sistemdeki en önemli bilgiyi içermektedir. Bu vektörün elemanları genellikle gözlemlenemeyen unsurları içerir. (3) nolu geçiş denkleminde yeni geçiş vektörü, başlangıçtaki (orijinal) geçiş vektörü ile bir hata sürecinin doğrusal bir bileşimi olarak modellenmiştir. (Alejandro ve Fernandez, 2008:105-106). Yani (1) nolu denklemde yer alan para talebi fonksiyonunun katsayıları (3) nolu denklemde tanımlanan sürece göre zaman içerisinde değişim göstermektedir.

Kalman filtre yaklaşımına dayalı zamanla değişen katsayılar yöntemiyle tahmin edilen uzun dönem para talebi katsayıları aşağıdaki Tablo 4'de sunulmuştur. İlgili tabloda tahmin edilen uzun dönem katsayılarının tümünün beklenen işaretlere sahip ve istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Para talebinin gelir esnekliği 1.286 bulunurken, para talebinin faiz, enflasyon ve döviz kuru değişkenlerine olan duyarlılıkları sırasıyla -0.010, -0.019 ve 0.108 olarak tahmin edilmiştir. Buna göre para talebi gelir ve döviz kurundaki değişimlere pozitif tepkiler verirken, faiz ve enflasyondaki değişimlere negatif tepkiler vermektedir.

Zamanla değişen katsayılar yaklaşımı ile sabit katsayılı ARDL yaklaşımından elde edilen tahmin sonuçları karşılaştırıldığında faiz oranı ve döviz kuru değişkenlerinin hem katsayı işaretleri hem de istatistiksel açıdan anlamlılıklarında farklılıklar sergiledikleri gözlenmektedir. Faiz oranındaki değişmelerin para

**Tablo 4:** Kalman Filtre İle Tahmin Edilen Uzun Dönem Katsayıları

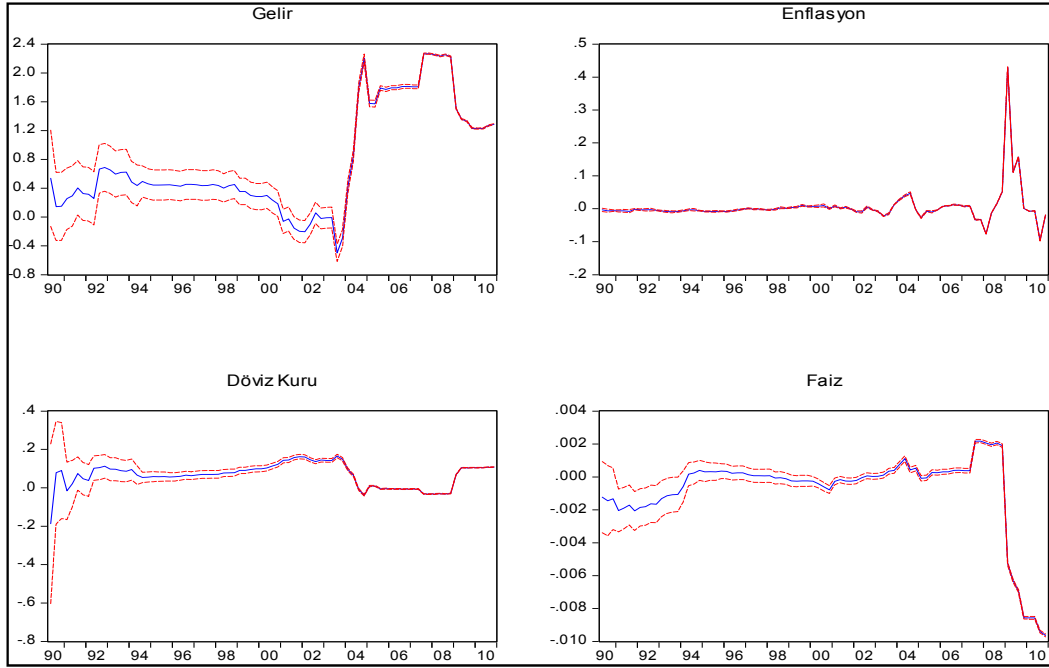
	Katsayılar	Root MSE	Z İst.	p-değeri
Sabit ( $\alpha$ )	-2.440670	0.046493	-52.49566	0.0000
lnY	1.286108	0.004336	296.5838	0.0000
lnExc	0.108013	0.000873	123.7131	0.0000
R	-0.009638	4.06E-05	-237.1963	0.0000
$\pi$	-0.019149	0.001316	-14.54722	0.0000
Log likelihood	-108275.0	Akaike		2460.933
Parameters	6	Schwarz		2461.102
Diffuse priors	5	Hannan-Quinn		2461.001
Convergence achieved after 51 iterations				

talebi üzerinde negatif etkiler yaratması beklenirken bu değişken modelin ARDL tahmininde pozitif değer almıştır. Zamanla değişen katsayılar tahmininde ise faiz değişkeninin işareti beklendiği gibi negatif değer almıştır. İki tahmin yönteminden elde edilen sonuçlardaki bir başka farklılık ise para talebinin döviz kuru esnekliğine ilişkindir. Döviz kuru değişkeni sabit katsayılı ARDL tahmin sonuçlarında istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Oysa döviz kuru değişkeni portföy dengesi yaklaşımına göre oluşturulmuş bir para talebi fonksiyonunda özellikle dışa açık bir ekonomide modelde yer alması gereken bir değişkendir. Zira zamanla değişen katsayılar yönteminden elde edilen sonuçlar döviz kuru değişkeninin istatistiksel açıdan anlamlı bir değişken olduğunu ortaya koymaktadır. Bu yöntemde para talebinin uzun dönem döviz kuru esnekliği 0.108 olarak bulunmuştur ve yukarıda da ifade edildiği gibi pozitif bir döviz kuru esneklik katsayısı literatürdeki servet etkisi argümanına işaret etmektedir. Yani, döviz kurundaki bir artış portföyde bulunan yabancı para cinsinden varlıkların değerlerinde bir artış yaratmakta ve buda karar birimlerince bir servet artışı olarak algılanmaktadır. Böylece döviz kurundaki artışlar insanların para taleplerini arttırıcı etkiler yaratmaktadır.

Sabit katsayılı ARDL modeline dayalı uzun dönem para talebi fonksiyonu tahmini ile zamanla değişen katsayılar yöntemine dayalı uzun dönem para talebi fonksiyonu tahminin birbirinden farklılaşması, sabit katsayılı modellerde ekonomiye etki eden krizlerin ve finansal yeniliklerin dikkate alınmamasına bağlanabilir. Zira literatürdeki Türkiye'de para talebinin tahminine yönelik uygulamalı çalışmalarda bu gibi durumların etkileri kukla değişkenler aracılığıyla dikkate alınmaya çalışılmıştır. Zamanla değişen katsayılar yöntemi kriz ve finansal yenilik süreçlerini kendi bünyesinde dikkate alıyor olması, bu yöntemle elde edilen tahmini uzun dönem para talebi fonksiyonunun daha uygun sonuçlar vermesine neden olmuş olabilir.

Uzun dönem para talebi vektörünün her bir elemanının zaman içerisinde izlediği patika analiz dönemi içerisinde beliren kriz ve finansal yenilik süreçlerinin söz konusu vektör elemanları üzerindeki etkilerini görebilmeye olanak tanır. Uzun dönem para talebi fonksiyonunda yer alan katsayılarının zamana göre gelişimi Şekil 1'de verilmiştir. Şekil 1'de çizgiler tahmin edilen parametre değeri (mavi çizgi) ve öngörülen değerlerin ortalama hatalarının karelerini





Şekil 1: Uzun Dönem Para Talebi Katsayılarının Zamana Göre Gelişimi

(kırmızı çizgi) göstermektedir. Enflasyon dışındaki bütün değişkenlerde tahmin döneminin başlangıcında öngörü hatası ile gerçekleşen değer arasındaki fark geniş iken zamanla giderek azalmıştır. Kalman filtre yaklaşımının tahmin yöntemi gereği, tahmin edilen parametreye ilişkin güncellenen bilgi arttıkça öngörülen değerler ortalama değerlerine daha hızlı yakınsamakta ve öngörü hatası giderek küçülmektedir. Bu durum, ilgili değişkenin öngörü değerlerinin zaman içinde gerçekleşen ortalama değerlerine daha hızlı yakınsadığı anlamına gelmektedir (Gılal, 2011:164-165). Şekil 1'de 2000'li yılların başlarına kadar olan dönemde para talebinin gelir, faiz ve döviz kuru değişkenlerine olan duyarlılıklarına bakıldığında bu duyarlılığın Türkiye ekonomisinin maruz kaldığı 1994 ve 2001 krizlerinden etkilendikleri gözlenmektedir. Aynı dönemde para talebinin enflasyona tepkisinde ise zaman içerisinde belirgin bir değişim gözlenmemektedir. Ancak bu durum 2001 krizi sonrası için geçerli değildir. Zira 2001 krizi sonrasında para talebinin enflasyona duyarlılığının değişkenlikler sergilediği gözlenmektedir. Benzer bir durum para talebinin diğer belirleyicileri içinde söz konusudur. Bu dönemde yer alan enflasyon hedeflemesi rejimine geçiş söz konusu değişkenliklerin bir nedeni olabilir. Bundan başka özellikle 2008 yılında dünya ekonomileri genelinde etkileri hissedilen küresel krizinde bu değişkenliklere kaynak teşkil etmiş olabileceği ifade edilebilir.

## 5. SONUÇ

Bir para talebi fonksiyonu para arzındaki değişimlerin ekonomiye hangi değişkenler aracılığıyla aktarılacağı sorusunun cevabını verebilecek niteliktedir. Bu nedenle de para talebi fonksiyonunun tahmini ve belirleyicileriyle olan etkileşimlerinin ortaya konulması para politikasının başarısında önemli bir etkenidir. Literatürde Türkiye'de uzun dönem para talebi fonksiyonunun tahminine yönelik çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmaların ortak noktası değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerin geleneksel sabit katsayılı eşbütünlük testlerinden elde edilen tahminlerine dayalı olmalarıdır. Ünlü Lucas eleştirisine de konu olan sabit katsayılı modeller, parametrelerin zaman içinde değişmediği veya sabit kaldığı varsayımına dayalıdır ve hem politiklardaki rejim değişikliklerinin hem de finansal yeniliklerin model parametreleri üzerindeki etkileri doğrudan dikkate alınmamaktadır. Buradan hareketle çalışmada literatürde yer alan önceki çalışmalardan farklı olarak uzun dönem para talebi fonksiyonu katsayılarının zaman içinde değişimine imkân veren zamanla değişen katsayılar yöntemiyle tahmin edilmiştir.

Ölçek ve alternatif maliyet değişkenlerinin bir fonksiyonu olarak modellenen uzun dönem para talebi fonksiyonunun tahmininde ilk aşamada değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisinin varlığı sabit katsayılı bir yöntem olan ARDL sınır testi yaklaşımıyla sınanmıştır. Sonuçlar değişkenler arasında bir uzun dönem denge ilişkisinin varlığını göstermiştir.

Sonraki aşamada zaman göre değişen katsayılar yaklaşımıyla uzun dönem para talebi fonksiyonu tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular, sabit katsayılı ARDL modeline dayalı uzun dönem para talebi fonksiyonu tahmini ile zaman göre değişen katsayılar yöntemine dayalı uzun dönem para talebi fonksiyonu tahmininin birbirinden farklılaştığını göstermiştir. İki yöntemle elde edilen tahmin sonuçlarındaki farklılıkların sabit katsayılı modellerde ekonomiye etki eden krizlerin ve finansal yeniliklerin dikkate alınmamasından

kaynaklandığı düşünülebilir. Zira literatürde yer alan Türkiye’de para talebinin tahminine yönelik uygulamalı çalışmalarda bu gibi durumların etkileri kukla değişkenler aracılığıyla dikkate alınmaya çalışılmıştır. Zamanla değişen katsayılar yöntemi kriz ve finansal yenilik süreçlerini kendi bünyesinde dikkate aldığından bu yöntemle elde edilen tahmini uzun dönem para talebi fonksiyonunun gerek katsayı işaret ve büyüklükleri ve gerekse de katsayı anlamlılıkları bakımından daha anlamlı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

## SON NOTLAR

1 Para talebinin modellenmesine yönelik olarak Judd ve Scadding (1982), Ericsson (1998) ve Sriram (1999, 2001)’e bakılabilir.

## KAYNAKLAR

- Akıncı, Ö. (2003) “Modeling Demand for Currency Issued in Turkey” *Central Bank Review*, 1:1-25.
- Alejandro, P.V. ve Fernandez, A.F. (2008) “Trade-Growth Relationship in Cuba: Estimation Using the Kalman Filter” *Cepal Review*, 94:97-116.
- Arısoy, İ. (2013) “Testing for the Fisher Hypothesis under Regime Shifts in Turkey: New Evidence from Time-Varying Parameters” *International Journal of Economics and Financial Issues* 3(2):496-502
- Bahmani-Oskooee, M. ve Brown, F. (2004) “Kalman Filter Approach to Estimate the Demand for International Reserves” *Applied Economics*, 36(15):1655-1668.
- Bahmani Oskooee, M. ve Chi Wing Ng, R. (2002) “Long-Run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model” *International Journal of Business and Economics*, (1/2):147-155
- Bahmani-Oskooee, M. ve Karacal, M. (2006) “The Demand for Money in Turkey and Currency Substitution” *Applied Economics Letters*, 13:635-642.
- Capasso, S. ve Napolitano, O. (2012) “Testing for the Stability of Money Demand in Italy: Has the Euro Influenced the Monetary Transmission Mechanism?” *Applied Economics*, 44(24):3121-3133.
- Caporale, T. (1998) “The Impact of Monetary Regime Changes: Some Exchange Rate Evidence” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 35:85-94.
- Civcir, İ. (2003) “Money Demand, Financial Liberalization and Currency Substitution in Turkey” *Journal of Economic Studies*, 30(5):514-534.
- Cogley, T. (1993) “Adapting to Instability in Money Demand: Forecasting Money Growth with a Time-Varying Parameter Model” *FRBSF Economic Review*, 3:35-41.
- Çatık, A.N. (2007) “Yapısal Kırılma Altında Para Talebinin İstikrarı: Türkiye Örneği” *İktisat, İşletme ve Finans*, 22(251):103-113.
- Dekle, R. ve Pradhan, M. (1997) “Financial Liberalization and Money Demand in ASEAN Countries: Implications for Monetary Policy” IMF Working Paper 1997/36.
- Dotsey, M., Lantz, C.D. ve Santucci, L. (2000) “Is Money Useful in the Conduct of Monetary Policy?” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 86(4):23-48.
- Engle, R. ve Granger, C. (1987) “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing” *Econometrica*, 55:251-276.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. ve Stock, J. H. (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root” *Econometrica*, 64, 813-836.
- Ericsson, N.R. (1998) “Empirical Modelling of Money Demand” *Empirical Economics*, 23:295-315.
- Gilal, M.A. (2011) “Exchange Market Pressure and Monetary Policy: A Case Study of Pakistan” Unpublished PhD thesis, University of Glasgow.
- Halicioğlu, F. ve Uğur, M. (2005) “On Stability of the Demand for Money in a Developing OECD Country: The Case of Turkey” *Global Business and Economic Review*, 7 (2/3): 203-213.
- Harvey, A.C. (1990) *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990) “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169-209.
- Judd, J.P. ve Scadding, J.L. (1982) “The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature” *Journal of Economic Literature*, 20(3):993-1023.
- Koğar, Ç.İ. (1995) “Cointegration Test for Money Demand: the Case for Turkey and Israel” The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department Discussion Paper No:9514.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992) “Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That the Economic Time Series Have a Unit Root?” *Journal of Econometrics*, 54:159-178.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003) “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks” *The Review of Economics and Statistics*, 85(4):1082-1089.
- Lucas R.E. (1976) “Econometric Policy Evaluation: A Critique” in Brunner, K. ve Meltzer, A. The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Series on Public Policy, *Journal of Monetary Economics*, 1:19-46.
- Miller, S.M. (1991) “Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error Correction Modelling” *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2):139-154.
- Mutluer, D. ve Barlas, Y. (2002) “Modeling the Turkish Broad Money Demand” *Central Bank Review*, 2:55-75.

Pesaran, M.H., Shin, Y. ve Smith, R.J. (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships" *Journal of Applied Econometrics*, 16(3):289-326.

Pradhan, B.K., Subramanian, A. (2003) "On the Stability of Demand for Money in a Developing Economy: Some Empirical Issues", *Journal of Development Economics*, 72:335-351.

Ramajo, J. (2001) "Time-Varying Parameter Error Correction Models: The Demand for Money in Venezuela, 1983.I-1994.IV" *Applied Economics*, 33(6):771-782.

Saatçiođlu, C. ve Korap, H.L. (2005) "The Turkish Broad Money Demand" *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(1):139-165

Sriram, S.S. (1999) "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models" IMF Working Paper Series, No:99/64

Sriram, S.S. (2001) "A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies" IMF Staff Papers, No:3.

Sriram, S.S. (2002) "Determinants and Stability of Demand for M2 in Malaysia" *Journal Asian Economics*, 13:337-356

Stracca, L. (2001) "The Functional Form of the Demand for Euro Area M1" European Central Bank, Working Paper No:51

Vega, J.L. (1998) "Money Demand Stability: Evidence from Spain" *Empirical Economics*, 23:387-400

Yamak, R. (1996) "Türkiye'nin Laffer Eğrisi: Kalman Filtre Tahmin Tekniđi", *Ekonomik Yaklaşım*, 7(21):27-38.

Yamak, R. ve Abdiođlu, Z. (2010) "Thirlwall Yasası: Türkiye Örneđi, 1982-2008" *Ege Akademik Bakış*, 10(2):443-463.