

## Türkiye'de Para Dolanım Hızının İstikrarı: 1987-2001

Umut HALAÇ\*

Yeşim KUŞTEPELİ\*\*

### ABSTRACT

A consistent velocity of money equation could be valuable as an effective monetary policy tool because it would show the effects of the changes in the variables of the velocity of money equation and therefore it would enable policymakers to make regulations for the future. The aim of this study is to investigate the long-term consistency of the velocity of money equation for Turkey in 1987-2001. The velocity of money equation derived from the Goldfeld type money demand function, includes gross national product, inflation, interest rate and exchange rate variables and it is estimated for four different velocity of money variables formed from the M1, M2, M2Y and M3 money supply definitions. The results from Johansen cointegration and Granger causality tests show that there is no evidence of a consistent velocity of money equation for Turkey between the years 1987-2001. This result doesn't change when the interest rate and the exchange rate variables are omitted from the equation.

### 1. GİRİŞ

Para talebini tahmin amacıyla yönelik olarak yapılan ampirik çalışmalar, para politikasını oluşturmaya ve bu politikaları sağlıklı bir biçimde uygulamaya çalışan parasal otoriteler açısından çok önemlidir. 1980'lerle birlikte gelir, faiz oranı, döviz kuru ve enflasyon gibi ekonomik değişkenler üzerine yapılan çalışmalar daha büyük önem kazanmıştır. 1980'lerin başı bütün dünyada olduğu gibi Türkiye için de bir dönüm noktasıdır. Bu dönemde, Türkiye, yüksek enflasyon ve gayri safi milli hasıladaki düşük büyüme oranları gibi problemlerle karşılaşmıştır. Bu sorunları ortadan kaldırmak amacıyla oluşturulan 1982 İstikrar Programı, Türkiye için bir dönüm noktasıdır.

Bu çalışmada, 1980'lerin ikinci yarısından itibaren, para dolanım hızının istikrarlı olup olmadığı eşbütünlük yöntemiyle araştırılmıştır. Modelde değişik para arzı tanımlarından elde edilen paranın dolanım hızı değişkenleri bağımlı değişkenler olarak kullanılırken, mevsimsel etkilerden arındırılmış reel gayri safi milli hasıla, üç aylık mevduat faiz oranı, döviz kuru oranı ve üç aylık enflasyon verileri de bağımsız değişkenler olarak modele dahil edilmişlerdir. Kullanılan veri seti 1987:I - 2001:III dönemleri arasındadır. Bu dönemlerin alınmasındaki başlıca sebep, 1987 yılı itibarıyla veri toplamının daha düzenli ve güvenilir bir şekilde yapılmasıdır. Ayrıca döviz kuru değişkeninden dolayı kullanılan dönemin serbest döviz kuru politikasının uygulandığı dönemlere rastlamasına dikkat edilmiştir.

\* Yrd. Doç. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü Öğretim Üyesi.

\*\* Arş. Gör. Dokuz Eylül Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü Öğretim Üyesi.

Johansen eşbütünleşme yöntemi ve Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, Türkiye'de 1987:I - 2001:III döneminde para dolanım hızı denkleminin istikrarlı olmadığı görülmektedir. Çalışmada kullanılan paranın dolanım hızı fonksiyonundan, döviz kuru ve faiz oranı değişkenleri çıkarıldığında da herhangi bir istikrarlı paranın dolanım hızı fonksiyonu oluşturulamamıştır.

Çalışmada ilk önce, para talebi ve paranın dolanım hızı kavramları teorik çerçeve içinde kısaca ele alınmıştır. Üçüncü bölümde, para talebi ve paranın dolanım hızı üzerine yapılan çalışmalara, dördüncü bölümde ise para dolanım hızı denkleminde ve eşbütünleşme analizine yer verilmiştir. Türkiye uygulaması beşinci bölümde, çalışmanın sonuçları ise altıncı bölümde sunulmuştur.

## 2. Para Talebi ve Paranın Dolanım Hızı Teorileri

Fisher (1911) ve Cambridge ekonomistleri (A.C. Pigou (1917) ve diğerleri) tarafından geliştirilen Klasik Miktar Teorisi'ne göre, para talebi, gelirin bir fonksiyonudur. Ancak, Fisher teknolojik faktörlere önem verip, faiz oranlarının etkisini yok sayarken, Cambridge Yaklaşımı bireysel tercihleri ön plana çıkarıp, faiz oranlarının etkisini göz ardı etmemiştir.

Klasik Miktar Teorisi'ne göre paranın dolanım hızı,

$$V = (P*Y) / M \quad (1)$$

şeklinde ifade edilir. Paranın dolanım hızı (V) ve ulusal gelir (Y) kısa dönemde sabittir ve para arzındaki (M) değişme, fiyat seviyesinde (P) aynı yönde ve aynı oranda bir değişmeye neden olacaktır.

Keynes (1936), paranın dolanım hızının sabit olduğunu varsayan Klasik Görüş'e, Likidite Tercihi Teorisi ile karşı çıkmıştır. Keynes, Likidite Tercihi fonksiyonunu şöyle oluşturmuştur:

$$M^d/P = f(i, Y) \quad (2)$$

Reel para talebi (Md/P), faiz oranı (i) ile negatif, reel gelir (Y) ile pozitif bir ilişki içindedir. Likidite Tercihi fonksiyonunu paranın dolanım hızını bulmak için dönüştürdüğümüzde;

$$V = Y/f(i, Y) = P*Y/M^d \quad (3)$$

denklemini elde edilir ki, bu denklem bize paranın dolanım hızının sabit olmadığını ve faiz oranına bağlı olarak değiştiğini gösterir.

Milton Friedman'ın (1959) geliştirdiği ve Modern Miktar Teorisi diye anılan yeni para talebi teorisine göre ise, para aktif bir değerdir ve servet edinme yöntemlerinden biridir. Para talebi, toplam servete ve servet biçimlerinin getiri

oranlarına bağlıdır. Serveti, gelirin kapitalize değeri olarak niteleyen Friedman, para talebi fonksiyonunda serveti, "daimi gelir" adını verdiği geçmiş, bugünkü ve gelecek gelirlerin ortalaması olan uzun dönemli bir gelir kavramıyla ifade etmiştir. Buna göre Friedman'ın para talebi fonksiyonu şöyledir:

$$M^d = f[(i_s, i_b, (1/p) \cdot dP/dz, W_h)] \cdot (P \cdot Y) \quad (4)$$

Burada,  $M^d$ , Para talebini,  $i_s$ , hisse senedi faiz oranını,  $i_b$ , tahvil faiz oranını,  $(1/p) \cdot dP/dz$ , enflasyon hızını,  $W_h$ , beşeri serveti göstermektedir.

Buradan;

$$V = 1/ f[(i_s, i_b, (1/p) \cdot dP/dz, W_h)] = (P \cdot Y) / M^d \quad (5)$$

elde edilir ve bu klasik Miktar teorisindeki paranın dolanım hızı denkleminde farklı bir şey değildir.

Modern Miktar Teorisi'nin veya diğer bir ismiyle Monetarist görüşün Keynesyen görüşten ayrıldığı iki nokta şöyle özetlenebilir: (1) Keynesyen görüşte, paranın diğer finansal aktifleri ikame etmesine önem verilirken, Monetarist görüşte paranın gelir ve servet etkisine önem verilmiştir. (2) Keynesyen teoride, para sadece finansal aktiflerin ikamesidir ve para talebinin faiz esnekliği yüksektir. Monetarist görüşe göre, para tüm finansal ve reel aktiflerin ikamesidir ve para talebinin faiz esnekliği düşüktür.

Laidler (1977) çalışmasında, Friedman'ın faiz oranlarındaki dalgalanmaların önemli bir kısmının konjonktürel olduğu düşüncesini ve değişkenlerin konjonktür ortalamalarını kullanarak hatalardan arındırılmış bir para talebi denklemini elde etme çalışmalarını eleştirmiştir. Ayrıca Friedman'ın, Amerika örneğinde ele alınan dönem içerisinde faiz oranlarının hafif bir negatif eğim göstermiş olmasından dolayı faiz oranını para talebinde göstermediğini, faiz oranının negatif etkisini daimi gelir düzeyindeki değişikliklere bağladığını ve dolayısıyla para talebi ile daimi gelir arasındaki ilişkiyi yanlış ölçtüğünü belirtmiştir. Bu eleştiriden sonra Laidler (1977) çalışmasında faiz oranını, konjonktür ortalaması regresyonunda kullanmış ve para talebinin önemli bir açıklayıcı değişkeni olduğunu saptamıştır (Keyder, 2000;290).

### 3. Para Talebi ve Paranın Dolanım Hızı Üzerine Ampirik Çalışmalar

İstikrarlı bir para talebi fonksiyonu oluşturmaya yönelik çalışmalar para politikasını ilgilendiren önemli konulardan biridir, çünkü para talebinin istikrarlı olup olmadığını bilmek para politikası yapımcılarına ve uygulayıcılarına bu konuda kullanılacak uygun araçların ne olduğunu göstermektedir (Friedman (1959), Laidler (1977), Friedman ve Schwartz (1982), Laidler (1983)). Para

talebi fonksiyonunda bulunması gereken değişkenlerin araştırılması, reel gelir, ulusal faiz oranları, yabancı faiz oranları, döviz kuru, enflasyon gibi değişkenlerin para talebi ile ilişkilerini ortaya çıkarmak amacıyla yapılmış çalışmalardır.

Tobin (1947), 1922-1941 yılları arasında Amerika Birleşik Devletleri verilerine dayanarak yaptığı çalışmada, atıl olarak elde tutulan para miktarı ile faiz oranları arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu göstermiştir. Daha sonraları Brunner ve Meltzer (1963) ve Laidler (1966), Tobin'in sonuçlarını destekleyen çalışmalar yapmışlardır.

Para talebi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi ilk olarak gösteren çalışma Mundell (1963) tarafından yapılmıştır. Mundell, çalışmasının sonucunda para talebi ve döviz kuru arasında herhangi bir ilişki olmadığını öne sürmüştür. Hamburger (1977), ulusal ve yabancı faiz oranlarının beraber hareket ettiklerini ve ulusal faiz oranının elde tutulan paranın miktarını belirlediğini öne sürmüştür.

Arango ve Nadiri (1981) ve Hueng (1998), geleneksel para talebi fonksiyonu değişkenlerine, yabancı faiz oranlarını ve döviz kurunu eklemişlerdir. Arango ve Nadiri (1981), döviz kurunun para talebine etkisinin olmadığını öne sürerken, Hueng (1998), M2 para talebinin, yabancı faiz oranına ve döviz kuruna bağlı olduğunu ve değişkenlerin modele katılmamasının model belirleme hatasına yol açacağını iddia etmiştir. Bahmani-Oskooee (1991), Arango ve Nadiri'nin (1981) sonuçlarının 1973 öncesi sabit döviz kuru verilerini kullandıkları için yanlış çıktığını öne sürmüştür. Bu sorunu ortadan kaldırmak için 1973-1987 yılları arasındaki İngiltere verilerini kullanarak, döviz kurunun, serbest döviz kuru rejimi altında para talebine etkisi olduğunu ortaya koymuştur.

Para talebinin istikrarı, değişkenleri ile birlikte bir fonksiyonel yapı içinde istatistiksel olarak anlamlı olmasına bağlıdır (Laidler (1983)). Bunun yanında bu fonksiyonel yapının da, bütün ülkelerde aynı şekilde tanımlanmış değişik veri setleri ile geçerliliğini koruyor olması gereklidir.

Ancak değişik ülkeler için para talebi ve paranın dolanım hızı üzerine yapılan çalışmalar sonucunda (Brunner ve Meltzer (1963), Goldfeld (1973), Abel, Dornbusch, Huizinga ve Marcus (1979), Frenkel (1980), Keyder (1989), Hoffman ve Rasche (1991), Hafer ve Jansen (1991), Miller (1991), McNown ve Wallace (1992), Hoffman, Rasche ve Tiesku (1995), Koğar (1995), Bahmani-Oskooee ve Shabsigh (1996), Miyao (1996), Fujiki ve Mulligan (1996), Oskooee ve Shabsigh (1996), Fujiki (1998), Keyder (1998), Sekine (1998), Ghartey (1998), Nell (1999), Nachege (2001)), para talebi denklemini etkileyen değişkenlerin evrensel olmadığı ve ülkeden ülkeye değiştiği sonucu ortaya çıkmıştır. Ayrıca para politikası yapıcıları ve uygulayıcıları için çok önemli olan

bütün ülkelerde aynı değişkenler kullanılması halinde bile istikrarlı bir para talebi denklemi olmadığı, bu denklemlerin ülkelere ve zamana göre değişiklikler gösterdiğini söylemek yanlış olmayacaktır.

#### 4. Paranın Dolanım Hızı Modeli ve Eşbütünleşme Analizi

##### 4.1. Paranın Dolanım Hızı Modeli

İstikrarlı bir para talebi fonksiyonu, para, faiz oranı ve gelir arasında iyi belirlenmiş bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Şayet istikrarlı bir para talebi fonksiyonu varsa, LM eğrisinin pozisyonu ve eğimi (para miktarı bilindiği durumda) biliniyor demektir. Bu durumda IS eğrisi de biliniyorsa, para stoğu değiştirilerek gelir bir ölçüde kontrol edilebilecektir (Keyder, 2000; 309).

Basit Goldfeld tipi uzun dönem para talebi denklemi şöyledir:

$$\ln m = \ln a_0 + a_1 \ln y - a_2 \ln R - a_3 \ln P^e + \ln E \quad (6)$$

**m** : reel para talebi

**y** : reel gelir

**R** : alternatif menkul kıymetlerin beklenen getiri oranı

**P<sup>e</sup>** : enflasyon beklentisi

**E** : hata terimi

Denklem (6)'ya göre, enflasyon beklentisi ve faiz oranı değişkenleri, para talebini negatif yönde etkilemekte, bununla beraber reel gelir para talebini pozitif yönde etkilemektedir. Buradan aşağıdaki Goldfeld türü para dolanım hızı denklemi elde edilir;

$$\ln V = (1-a_1) \ln y + a_2 \ln R + a_3 \ln P^e - \ln E \quad (7)$$

Bu çalışmada, Goldfeld türü para talebi denkleminde elde edilen paranın dolanım hızı fonksiyonunda bulunan değişkenlere ek olarak döviz kurunun da (exc) eklendiği aşağıdaki denklem kullanılacaktır.

$$\ln V_i = (1-a_1) \ln \text{realgnp} + a_2 \ln \text{int} + a_3 \ln \text{inf} + a_4 \ln \text{exc} + \ln E \quad (8)$$

**realgnp** : mevsimsel etkilerden arındırılmış reel gayri safi milli hasıla

**int** : üç aylık mevduat faiz oranı

**inf** : enflasyon oranı

**exc** : döviz kuru

Denklem (8)'de kullanılan  $V_i$  değişkeni  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_{2Y}$  ve  $M_3$  para arzı tanımları için ayrı ayrı oluşturulmuştur<sup>1</sup>. Denklemde bütün değişkenler

1  $V_1 : \text{gnp} / M_1$ ,  $V_2 : \text{gnp} / M_2$ ,  $V_{2Y} : \text{gnp} / M_{2Y}$ ,  $V_3 : \text{gnp} / M_3$  şeklinde tanımlanmıştır.

logaritmik biçimde bulunmaktadır. Gayri safi milli hasıla (realgnp) dışındaki değişkenler nominal olarak denkleme katılırken, Gayri safi milli hasıla değişkeni tüketici fiyat endeksinden elde edilen enflasyon oranı ile deflate edilerek reel olarak denkleme katılacaktır.

Görüldüğü gibi, para talebi denklemi ile paranın dolanım hızı denklemi birbirine büyük ölçüde bağlıdır. Dolayısıyla, para talebi denklemi değişkenlerinde meydana gelen değişiklikler aynen paranın dolanım hızı denkleminde de yansıtacaktır, ancak gelir haricindeki değişkenlerin işaretleri para talebi denklemindeki işaretlerinin tersi olacaktır. Yani para talebi denkleminde (-) işaretli iseler, paranın dolanım hızı denkleminde (+) işaretli olacaklardır.

Çalışmada kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilmiştir. Değişkenlerin 1987:I - 2001:III dönemindeki zaman serileri üçer aylık veriler halinde modele katılmıştır.

#### 4.2. Bütünleşme Derecesinin Sınanması ve Birim Kök Testi

Herhangi bir zaman serisi modeli geliştirildiğinde, elde edilen stokastik sürecin zamana bağlı olarak değişip değişmediğinin bilinmesi gerekir. Stokastik süreç, rastgele seçilen değişkenlerin reel değerlerinden oluşan bir veri topluluğudur. Eğer stokastik süreç zaman boyunca sabit ise, serinin geçmiş değerleri kullanılarak seriye ait sabit katsayılı bir model elde edilebilir. Şayet stokastik sürecin niteliği zaman boyunca değişiyorsa; yani seri durağan değilse, serinin geçmiş ve gelecek yapısını basit bir cebirsel modelle ifade etmek mümkün değildir.

Durağan olmayan zaman serileri ekonometrik analizde çoğunlukla sorunlu olarak nitelendirilmişlerdir. Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan seriler kullanılarak yapılan tahminde ortaya sahte regresyonun çıkacağını belirtmişlerdir. Regresyon çıktılarına bakıldığında  $R^2$  yeterince yüksek ve  $t$  istatistikleri anlamlıdır; fakat Durbin-Watson istatistik değeri küçüktür. İki değişkenin gecikmeli değerleriyle elde edilen regresyonlar birim kök taşıyorsa (durağan değilse), alışılmış  $t$  ve  $F$  testleri geçerli olmayacaktır. Bu iki değişkenden oluşan regresyon sahte regresyon olacaktır.

Durağan olmayan seriler,  $d$  sayıda farkları alınarak durağan hale getirilebilirler (Engel-Granger (1987)). Bir seri durağan oluncaya kadar " $d$ " defa farkı alınmış ise, o seri " $d$ " sayıda birim kök içeriyordur. Bu seriye " $d$ " derecesinden bütünleştirilmiş" seri adı verilir ve  $I(d)$  şeklinde ifade edilir.

Birim kökün varlığını tespit etmek için kullanılan Dickey-Fuller ve Genişletilmiş Dickey-Fuller testleri en tanınmış olanlarıdır. Standart

Dickey-Fuller testi, hata terimlerinin bağımsız ve aynı şekilde dağılımları varsayımı üzerine kurulmuştur. Hata terimi bazen farklı varyans şeklinde veya seri korelasyon şeklinde dağılmış olabildiğinden Dickey-Fuller testi, Genişletilmiş Dickey-Fuller testi olarak değiştirilmiştir.

Genişletilmiş Dickey-Fuller testi metodolojisini daha iyi anlamak için süreç "p"inci derecede otoregresif olarak şöyle gösterilebilir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_{p-1} y_{t-p+1} + \alpha_p y_{t-p} + u_t \quad (9)$$

denklemin her iki tarafına " $\alpha_p y_{t-p+1}$ " eklenip, tekrar çıkarıldığında;

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_{p-2} y_{t-p+2} + (\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+1} + \alpha_p \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (10)$$

denkleme ulaşılır. Tekrar denklemin her iki tarafına " $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$ " değeri eklenip, çıkarıldığında elde edilen denklem üzerine bu işlemler tekrar edilirse;

$$\gamma = - \left[ 1 - \sum_{j=1}^p \alpha_j \right] \text{ ve } \beta_i = \sum_{j=1}^p \alpha_j \quad (11)$$

olmak üzere,

$$\Delta y_t = m_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (12)$$

denklemini elde edilir.

### 4.3. Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modelleri

Eşbütünleşme, durağan olmayan değişkenlerin bir doğrusal bileşimidir. Teorik olarak bütünselleşmiş değişkenler arasında uzun dönemde doğrusal olmayan bir ilişki ortaya çıkabilir. Eşbütünleşme olması için söz konusu olan bütün değişkenler aynı derecede entegre olmalıdır. Şayet bu değişkenlerin linear kombinasyonundan elde edilen hata terimi durağan ise, değişkenler arasında eşbütünleşme var diyebiliriz. Eşbütünselliğin eksikliği, değişkenler arasında uzun dönem dengesinin olmadığı anlamına gelir.

Maksimum olabilirlik tahmin yöntemi kullanılarak eşbütünleştirici vektörlerin varlığını test eden Johansen yaklaşımı (Johansen (1988)), durağan olmayan serilerin farkları ile seviyelerini içeren VAR (Vector Auto Regression) tahmininden oluşur. Değişkenlerin seviyelerine ilişkin parametre matrisi, modelin

uzun dönem özellikleri hususunda bilgileri kapsamaktadır. Birinci farklarında durağan olan iki değişkenden oluşan ( $Z=(X,Y)$ ) vektör otoregresif modelin aşağıdaki denklemdeki gibi olduğu kabul edersek,

92

$$z_t = A_i z_{t-1} + e_t \quad (13)$$

bu denklemde,  $A_i$  ( $i = 1,2,\dots,p$ )  $z_{t-1}$  kapsamındaki değişkenlerin parametre matrisidir.  $z_t$  kapsamındaki değişkenlerin birinci dereceden fark durağan oldukları varsayılırsa, yukarıdaki VAR modelini, serilerin hem birinci farklarını hem de seviyelerini kapsayacak şekilde aşağıdaki VAR modeline dönüştürmek uygun olacaktır.

$$\Delta z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta z_{t-i} + \pi_p z_{t-p} + e_t \quad (14)$$

Burada,  $\Pi$  matrisinin rankı sıfır olduğunda,  $Z_t$  kapsamındaki hiç bir seri, diğer seri yada serilerin doğrusal bir bileşimi olarak gösterilemez. Diğer taraftan,  $\Pi$  matrisinin rankı bir ise,  $Z_t$  kapsamındaki serilerin, doğrusal ve bağımsız bir bileşimi ortaya çıkar ki, bu da, seriler arasında tek bir uzun dönem ilişkisinin (eşbütünleşmenin) mevcut olduğunu ifade eder. Eğer,  $\Pi$ 'nin rankı birden büyük ise, seriler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisi var demektir.

$Z_t$ 'yi oluşturan seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri, iki test istatistiği yardımıyla değerlendirilebilir. Bunlardan biri İz Test, diğeri Maksimum Özdeğer Test istatistiğidir. İz Testi,  $\Pi$  matrisinin rankını inceler ve matris rankının  $r$ 'ye eşit ya da  $r$ 'den küçük olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezini test eder. Burada  $r$ , eşbütünleşme vektör sayısını göstermektedir. Maksimum özdeğer test istatistiği ise, eşbütünleşme vektörün  $r$  olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezini,  $r+1$  olduğunu ifade eden alternatifine karşı test eder. Her iki test istatistiğinin kritik değerleri, Johansen ve Juselius (1990) tarafından verilmiştir.

Ekonometrik modellerde bir değişkenin diğer değişkenlerle bağımlılığı söz konusu olmaktadır, fakat bu bağımlılık değişkenler arasında mutlak bir nedensellik ilişkisi olduğu anlamına gelmez (Akkaya ve Pazarlıoğlu,1998;177). Granger nedensellik testi, bir değişken ile diğer bir değişken arasında varlığından şüphe edilen nedensellik ilişkisini test etmek için uygulamalı iktisatta çokça kullanılan bir testtir.

Granger nedensellik testi zaman serisi verilerine dayanır. Şayet  $z_t$  durağan değişkeninin geçmiş değerleri, diğer bir durağan değişken olan  $y_t$  değişkeninin davranışlarını açıklamakta yeterli oluyorsa, bu iki değişken arasında nedensellik bağı vardır denilebilir. Eğer  $z_t$  ve  $y_t$  değişkenlerinin ikisi de durağan ve eşbütünleşmiş iseler, bu durumda Granger nedensellik testi modelleri şöyle gösterebilir:



$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_n \alpha_{12(n)} \Delta y_{t-n} + \sum_n \alpha_{1z(n)} \Delta z_{t-n} + u_{yt} \quad (15)$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_n \alpha_{21(n)} \Delta y_{t-n} + \sum_n \alpha_{2z(n)} \Delta z_{t-n} + u_{zt} \quad (16)$$

Burada  $u_{yt}$  ve  $u_{zt}$  hata terimlerinin birbirleri ile ilişkili olmadığı varsayılmaktadır.  $\alpha_y$  ve  $\alpha_z$  katsayıları uzun dönem nedensellik ilişkilerini simgeler, çünkü bu katsayılar hata terimlerinin katsayılarıdır, diğer bir deyişle eşbütünleşme vektörlerinin katsayılarıdır.  $\alpha_{12(n)}$  ve  $\alpha_{21(n)}$  katsayıları ise değişkenler arasındaki kısa dönem nedensellik ilişkilerini göstermektedir. Ayrıca bu karşılıklı nedensellik sınamaları sonucunda nedenselliğin yönü de belirlenmiş olmaktadır. Bu çalışmada da değişkenler arasında karşılıklı nedensellik ilişkileri test edilecektir.

### 5. Türkiye Uygulaması

İstikrarlı bir paranın dolanım hızı denklemi politika uygulayıcılarının gelecekte uygulamayı planladıkları para politikasının öngörülebilirliği ve uygulanabilirliği konusunda en iyi göstergelerden biridir. Bu konuda Türkiye için yapılan en önemli çalışmada, Keyder (1989), 1966-1988 döneminde Türkiye'deki paranın dolanım hızı fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığını ve gelecekteki parasal hedeflemelerde güvenle kullanılabilirliğini test etmiştir. Sonuçta,  $M_1$  para talebinin dengeli bir görünüm içinde olduğu belirtilmiş ve bu nedenle  $M_1$  para talebinin gelecekteki parasal hedeflemeler için kullanılmasının faydalı olacağı öne sürülmüştür. Keyder (1998) ikinci bir çalışmasında, 1965-1996 yılları arasında para dolanım hızının davranışını incelemiş ve para arzı tanımlarından hangisinin likiditeyi belirlemede daha etkili olduğunu araştırmıştır. Çalışmasının sonucunda, 1980 sonrası ortaya çıkan yüksek enflasyon, finansal deregülasyon politikasının uygulanması, alternatif yatırım araçlarının ortaya çıkması ve pozitif faiz oranı politikası şeklinde karakterize edilebilen dönemde hangi para tanımının en iyisi olduğu konusunda bir karara varamamış ve likidite tanımının tekrar oluşturulması gerekliliği üzerinde durmuştur.

Bu çalışmada, Goldfeld türü para talebi denklemi kullanılarak  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_2Y$  ve  $M_3$  para arzı tanımları için ayrı ayrı elde edilen Türkiye'deki paranın dolanım hızı denklemleri incelenecektir. Goldfeld türü para telebi denkleminde elde edilen paranın dolanım hızı fonksiyonunda "lnrealgnp" değişkeninin beklenen işareti negatif iken diğer değişkenler olan "lnexc", "lninf", "lnint" değişkenlerinin beklenen işaretleri ise pozitiftir. Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri ile bu denklemlerdeki uzun ve kısa dönem nedensellik ilişkileri araştırılacaktır. Çalışmada kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde

edilmiştir. Değişkenlerin 1987:I - 2001:III dönemindeki zaman serileri üzer aylık veriler halinde modele katılmıştır.

Genişletilmiş Dickey-Fuller testinde,  $H_0: \gamma=0$  hipotezi reddedilemezse, seri birim kök içerir ve durağan değildir. Tablo 1'de görüldüğü gibi çalışmada kullanılan bütün değişkenler bir birim kök içermektedirler. Ayrıca, sonuçlar, faiz oranı (lnint) değişkeninin trend-durağan olduğunu göstermektedir. Trend değişkeni olmadığı durumda bu değişken bir birim kök taşımaktadır.

Tablo 1'de gösterilen "lnrealgnp" değişkeni mevsimsel etkilerden arındırılmış Gayri Safi Milli Hasıla değişkeni kullanılarak elde edilmiştir. Bunun sebebi, mevsimsel etkilerden arındırılmamış Gayri Safi Milli Hasıla değişkeni kullanılarak elde edilen "lnrealgnp" değişkeninin birim kök sınavında iki birim içerdiğinin görülmesidir. Ancak, bu değişkenin birinci farkının grafiğine bakıldığında, "lnrealgnp" değişkeni durağan görünmektedir. Buna benzer şüpheli bir durumla daha önce Subaşın'ın (1999) çalışmasında da karşılaşılmış ve grafiğe uyularak "lnrealgnp" değişkeninin bir birim kök içerdiğine karar verilmiştir.

**Tablo 1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (GDF) Testi Sonuçları**

Değişkenler	Trend	GDF İki Birim Kök	GDF Bir Birim Kök
Inv <sub>1</sub>	Yok	-2.91*** (4)	1.88 (4)
	Var	-3.89** (3)	-1.35 (4)
Inv <sub>2</sub>	Yok	-2.74*** (3)	0.19 (4)
	Var	-3.62** (6)	-1.77 (4)
Inv <sub>2y</sub>	Yok	-3.35** (4)	-1.18 (7)
	Var	-3.59** (4)	-2.32 (8)
Inv <sub>3</sub>	Yok	-2.71*** (3)	0.43 (4)
	Var	-3.38*** (6)	-1.71 (4)
lnexc	Yok	-5.89* (0)	1.23 (0)
	Var	-5.98* (0)	-2.24 (1)
lninf	Yok	-5.08* (6)	-2.19 (3)
	Var	-5.30* (6)	-2.17 (3)
lnint	Yok	-7.13* (1)	-2.37 (4)
	Var	-7.12* (1)	-3.46*** (0)
lnrealgnp	Yok	-5.99* (1)	-1.78 (2)
	Var	-5.95* (1)	-2.04 (2)

\* : %1 düzeyinde anlamlı

\*\* : %5 düzeyinde anlamlı

\*\*\*: %10 düzeyinde anlamlı

(...): Gecikme sayısı

Tablo 2, 3, 4 ve 5'ten görüleceği gibi tüm paranın dolanım hızı fonksiyonları birer tane eşbütünleşme vektörü içermektedir.

**Tablo 2:  $V_1$  için Eşbütünleşme ve Nedensellik Testleri Sonuçları, 1987:I - 2001:III**

Johansen Eşbütünleşme Testi	iz ve maksimum testi	Tahmin değerleri	kritik değerler (%95)	kritik değerler (%90)
$\ln v_1$	$\lambda_{iz}(r=0)$	82.67**	68.52	64.84
$\ln \text{realgnp}$	$\lambda_{iz}(r \leq 1)$	52.25**	47.21	43.95
$\ln \text{exc}$	$\lambda_{iz}(r \leq 2)$	30.90**	29.68	26.79
$\ln \text{inf}$	$\lambda_{iz}(r \leq 3)$	15.19***	15.41	13.33
$\ln \text{int}$	$\lambda_{\max}(r=0)$	30.92***	33.46	30.90
(4 gecikme)	$\lambda_{\max}(r=1)$	21.35	27.07	24.73
	$\lambda_{\max}(r=2)$	15.71	20.97	18.60
	$\lambda_{\max}(r=3)$	9.59	14.07	12.07
eşbütünleşme vektörü	$(\ln v_1) = -2.96(\ln \text{realgnp}) - 0.81(\ln \text{exc}) + 1.71(\ln \text{inf}) + 0.46(\ln \text{int})$			

Bağımlı Değişken	gecikme sayısı	Granger Nedensellik Testi					
		Kısa dönem $\ln v_1$	Kısa dönem $\ln \text{realgnp}$	Kısa dönem $\ln \text{exc}$	Kısa dönem $\ln \text{inf}$	Kısa dönem $\ln \text{int}$	Uzun dönem
$\ln v_1$	(4)	0.63	1.85	0.39	0.56	1.31	0.31
$\ln \text{realgnp}$	(4)	1.12	1.15	0.48	3.33	1.04	0.33
$\ln \text{exc}$	(4)	2.08***	2.79**	1.11	1.37	0.77	0.77
$\ln \text{inf}$	(4)	2.69**	4.45*	2.17***	1.63	3.63**	0.91
$\ln \text{int}$	(4)	0.77	1.27	0.81	0.68	2.41***	2.54

\* : %1 düzeyinde anlamlı

\*\* : %5 düzeyinde anlamlı

\*\*\*: %10 düzeyinde anlamlı

Bu fonksiyonlarda, " $\ln v_2$ " fonksiyonu hariç, " $\ln \text{exc}$ " değişkeni dışında diğer değişkenler beklenen işaretleri taşımaktadırlar. " $\ln v_2$ " fonksiyonunda, " $\ln \text{exc}$ " ve " $\ln \text{int}$ " değişkenleri beklenen işaretleri taşımamaktadır. Bunun yanında " $\ln v_2$ " ve " $\ln v_3$ " denklemlerinde, sadece " $\ln \text{inf}$ " değişkeninin bağımlı değişken olarak kullanıldığı fonksiyon eşbütünleşme vektörü ile uzun dönem nedensellik ilişkisine sahiptir. Diğer hiçbir değişkende eşbütünleşme vektörü istatistiki olarak anlamlı bulunmamıştır. " $\ln v_2$ " fonksiyonu uzun dönem nedensellik ilişkisinin doğrulayacak verilere ulaşamamasına rağmen bu değerlere çok yakın değerlere ulaşmıştır.

**Tablo 3:  $V_2$  için Eşbütünleşme ve Nedensellik Testleri Sonuçları  
1987:I - 2001:III**

Johansen Eşbütünleşme Testi	iz ve maksimum testi	tahmin değerleri	kritik değerler (%95)	kritik değerler (%90)
$\ln V_2$	$\lambda_{i2}(r=0)$	92.30**	68.52	64.84
$\ln \text{realgnp}$	$\lambda_{i2}(r \leq 1)$	53.68**	47.21	43.95
$\ln \text{exc}$	$\lambda_{i2}(r \leq 2)$	32.26**	29.68	26.79
$\ln \text{inf}$	$\lambda_{i2}(r \leq 3)$	14.08***	15.41	13.33
$\ln \text{int}$	$\lambda_{\text{max}}(r=0)$	38.62**	33.46	30.90
(4 gecikme)	$\lambda_{\text{max}}(r=1)$	21.42	27.07	24.73
	$\lambda_{\text{max}}(r=2)$	18.18	20.97	18.60
	$\lambda_{\text{max}}(r=3)$	11.19	14.07	12.07
eşbütünleşme vektörleri	$(\ln V_2) = -3.82(\ln \text{realgnp}) - 0.87(\ln \text{exc}) + 1.68(\ln \text{inf}) + 1.31(\ln \text{int})$			

Bağımlı Değişken	gecikme sayısı	Granger Nedensellik Testi					
		Kısa dönem $\ln V_2$	Kısa dönem $\ln \text{realgnp}$	Kısa dönem $\ln \text{exc}$	Kısa dönem $\ln \text{inf}$	Kısa dönem $\ln \text{int}$	Uzun dönem
$\ln V_2$	(4)	2.34***	2.39***	0.42	1.96	4.60*	0.001
$\ln \text{realgnp}$	(4)	0.42	0.73	0.34	2.99**	0.60	0.58
$\ln \text{exc}$	(4)	3.14**	3.53**	1.71	1.86	1.46	1.72
$\ln \text{inf}$	(4)	3.32**	4.80*	3.34**	2.64**	5.62*	0.66
$\ln \text{int}$	(4)	1.10	1.82	1.81	0.49	1.23	2.15

\* : %1 düzeyinde anlamlı  
 \*\* : %5 düzeyinde anlamlı  
 \*\*\*: %10 düzeyinde anlamlı

Karşılıklı nedensellik sınamalarından elde edilen sonuçlara göre ise, " $\ln \text{exc}$ " değişkeninin bağımlı değişken olarak kullanıldığı denklemde " $\ln V_1$ " değişkeni ile " $\ln \text{realgnp}$ " değişkeni arasında kısa dönem nedensellik bağına rastlanmaktadır. " $\ln V_2$ " fonksiyonu " $\ln V_2$ ", " $\ln \text{realgnp}$ " ve " $\ln \text{int}$ " değişkenleri ile, " $\ln V_2 Y$ " fonksiyonu " $\ln \text{inf}$ " değişkeni ile, " $\ln V_3$ " fonksiyonu " $\ln \text{realgnp}$ " ve " $\ln \text{int}$ " değişkenleri ile kısa dönem nedensellik ilişkisi içerisindedir.

**Tablo 4: V<sub>2</sub>Y için Eşbütünlük ve Nedensellik Testleri Sonuçları  
1987:I - 2001:III**

Johansen Eşbütünlük Testi	iz ve maksimum testi	Tahmin değerleri	kritik değerler (%95)	kritik değerler (%90)
lnV <sub>2</sub> Y	$\lambda_{i2}(r=0)$	85.03**	68.52	64.84
lnrealgnp	$\lambda_{i2}(r\leq 1)$	47.44**	47.21	43.95
lnexc	$\lambda_{i2}(r\leq 2)$	24.95	29.68	26.79
lninf	$\lambda_{i2}(r\leq 3)$	10.35	15.41	13.33
lnint	$\lambda_{rmax}(r=0)$	37.59**	33.46	30.90
(4 gecikme)	$\lambda_{rmax}(r=1)$	22.49	27.07	24.73
	$\lambda_{rmax}(r=2)$	14.60	20.97	18.60
	$\lambda_{rmax}(r=3)$	10.34	14.07	12.07
eşbütünlük vektörleri	$(\ln V_2 Y) = -2.06(\ln \text{realgnp}) - 1.01(\ln \text{exc}) + 2.30(\ln \text{inf}) - 0.23(\ln \text{int})$			

		Granger Nedensellik Testi					
Bağımlı Değişken	gecikme sayısı	Kısa dönem <u>lnV<sub>2</sub>Y</u>	Kısa dönem <u>lnrealgnp</u>	Kısa dönem <u>lnexc</u>	Kısa dönem <u>lninf</u>	Kısa dönem <u>lnint</u>	Uzun dönem
lnV <sub>2</sub> Y	(4)	1.31	1.73	1.49	2.26***	2.05	2.55
lnrealgnp	(4)	0.37	0.42	0.90	2.16***	0.98	0.89
lnexc	(4)	1.49	2.24***	1.82	1.36	0.78	0.22
lninf	(4)	2.40***	1.71	3.48**	1.38	0.81	3.66* **
lnint	(4)	1.29	1.79	2.26***	0.11	1.64	0.56

\* : %1 düzeyinde anlamlı

\*\* : %5 düzeyinde anlamlı

\*\*\*: %10 düzeyinde anlamlı

Tüm tablolarda çarpıcı olan "lninf" değişkeninin bağımlı değişken olarak kullanıldığı denklemlerde, bu değişkenin hemen bütün değişkenlerle kısa dönem nedensellik ilişkisinin olmasıdır.

**Tablo 5:  $V_3$  için Eşbütünleşme ve Nedensellik Testleri Sonuçları  
1987:I - 2001:III**

Johansen Eşbütünleşme Testi	iz ve maksimum testi	Tahmin değerleri	kritik değerler (%95)	kritik değerler (%90)
$\ln V_3$	$\lambda_{i2}(r=0)$	93.25**	68.52	64.84
$\ln \text{realgnp}$	$\lambda_{i2}(r \leq 1)$	54.63**	47.21	43.95
$\ln \text{exc}$	$\lambda_{i2}(r \leq 2)$	32.49**	29.68	26.79
$\ln \text{inf}$	$\lambda_{i2}(r \leq 3)$	12.47	15.41	13.33
$\ln \text{int}$				
(4 gecikme)	$\lambda_{\text{max}}(r=0)$	38.62**	33.46	30.90
	$\lambda_{\text{max}}(r=1)$	22.14	27.07	24.73
	$\lambda_{\text{max}}(r=2)$	20.01***	20.97	18.60
	$\lambda_{\text{max}}(r=3)$	9.99	14.07	12.07
eşbütünleşme vektörleri	$(\ln V_3) = -3.70(\ln \text{realgnp}) - 0.77(\ln \text{exc}) + 4.42(\ln \text{inf}) + 0.51(\ln \text{int})$			

		Granger Nedensellik Testi					
Bağımlı Değişken	gecikme sayısı	Kısa dönem $\ln V_3$	Kısa dönem $\ln \text{realgnp}$	Kısa dönem $\ln \text{exc}$	Kısa dönem $\ln \text{inf}$	Kısa dönem $\ln \text{int}$	Uzun dönem
$\ln V_3$	(4)	0.49	2.17***	0.41	1.49	3.94*	1.80
$\ln \text{realgnp}$	(4)	0.61	0.60	0.50	3.30**	0.65	1.77
$\ln \text{exc}$	(4)	1.99	2.75**	0.97	1.28	1.39	1.15
$\ln \text{inf}$	(4)	2.63***	3.34**	2.84**	0.87	2.19***	3.76***
$\ln \text{int}$	(4)	1.12	1.71	1.38	0.62	1.68	0.01

\* : %1 düzeyinde anlamlı

\*\* : %5 düzeyinde anlamlı

\*\*\*: %10 düzeyinde anlamlı

Yukarıdaki tablolar da göstermektedir ki, belirtilen dönem içinde Türkiye'de istikrarlı bir paranın dolanım hızı denkleminde ulaşılamamıştır. Bunlarla birlikte kullanılan paranın dolanım hızı denkleminde "lnint" ve "lnexc" değişkenleri çıkarılarak istikrarlı bir paranın dolanım hızı denklemi elde etme çabaları sürdürülmüştür. Bu çabalar sonucunda da herhangi bir istikrarlı paranın dolanım hızı fonksiyonu oluşturulamamıştır. Bu nedenle bahsedilen fonksiyonlara bu çalışmada yer verilmemiştir.<sup>2</sup>

2 İlgili dökümanlar istenildiğinde sağlanabilir.

## 6. Sonuç

İstikrarlı bir para talebi sonucunda elde edilen istikrarlı bir paranın dolanım hızı denklemi para politikası yapıcıları ve uygulayıcıları açısından çok önemlidir. İstikrarlı bir paranın dolanım hızı denklemini oluşturan ve modelde anlamlı olan değişkenler, gelecekte kullanılması uygun para politikalarını belirlemek açısından büyük önem taşırlar. İstikrarlı bir para talebi fonksiyonu sonucunda, para arzındaki değişikliğin geliri ne ölçüde etkileyebileceği hesaplanabilecek ve para stokunu değiştirmek yoluyla gelir bir ölçüde kontrol edilebilecektir.

Bu çalışmada, 1987- 2001 yılları arasında Türkiye'deki paranın dolanım hızı incelenmiştir. Goldfeld türü para talebi denklemi kullanılarak  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_2Y$  ve  $M_3$  para arzı tanımları için ayrı ayrı elde edilen paranın dolanım hızı denklemleri oluşturulmuştur. Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri ile bu denklemlerdeki uzun ve kısa dönem nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. Yapılan testler sonucunda yukarıda bahsedilen yıllar arasında, Türkiye'de istikrarlı bir paranın dolanım hızı denklemi bulunamamıştır.\* Bunun yanında, paranın dolanım hızı denkleminde bazı değişkenler çıkarılarak istikrarlı bir paranın dolanım hızı denklemi oluşturulmaya çalışılmıştır. Bu yönde ilk olarak faiz oranı değişkeni modelden çıkarılarak paranın dolanım hızı denkleminin istikrarı test edilmiştir. Faiz oranı değişkeninin çıkarıldığı modellerde de istikrarlı bir paranın dolanım hızı denklemine ulaşılamamıştır.

İstikrarlı bir paranın dolanım hızı denklemi elde etme çabaları döviz kuru değişkenini modelden çıkararak devam etmiştir. Ayrıca döviz kuru değişkeninin çıkarıldığı modeller sayesinde ekonominin "dolarize" olma seviyesi de test edilmeye çalışılmıştır. Modellerden döviz kuru değişkeninin çıkarılması da istikrarlı bir paranın dolanım hızı denklemine ulaşmayı sağlayamamıştır. Ayrıca bu modeller, ekonominin "dolarize" olma düzeyi konusunda bize açıklayıcı ve güvenilir sonuçlar vermemiştir.

## KAYNAKÇA

- Abel, A., Dornbusch, R., Huizinga, J. and Marcus, A. (1979). *Money Demand during Hyperinflation. Journal of Monetary Economics*, Vol.5.
- Akkaya, Ş., Pazarlıoğlu M.V. (1998). *Ekonometri II* (4. Baskı). İzmir: Berk Masa Üstü Yayıncılık
- Arango, S., Nadiri, M.I. (1981). Demand for Money in Open Economies. *Journal of Monetary Economics*, Vol.7.

- Bahmani-Oskooee, M. (1991). The Demand for Money in an Open Economy: The United Kingdom. *Applied Economics*, Vol.23.
- Bahmani-Oskooee, M., Shabsigh, G. (1996). The Demand for Money in Japan: Evidence from Cointegration Analysis. *Japan and the World Economy*, Vol.8.
- Brunner, K., Meltzer, A.H. (1963). Predicting Velocity: Implications for Theory and Policy. *Journal of Finance*, Vol.18.
- Ellis, H.S. (1938). Some Fundamentals in the Theory of Velocity. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.52.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money*. New York: Macmillian, Ltd.
- Frenkel, I. (1980). The Forward Exchange Rate, Expectations, and the Demand for Money: The German Hyperinflation. *American Economic Review*, Vol.70.
- Friedman, M. (1959). The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results. *Journal of Political Economy*, Vol.67.
- Friedman, M., Schwartz, A.J. (1982). *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975*. Chicago: University of Chicago Press.
- Fujiki, H and Mulligan, C. (1996). A Structural Analysis of Money Demand: Cross-sectional Evidence from Japan. *Monetary and Economic Studies, Bank of Japan*, Vol.14(2).
- Ghartey, E.E. (1998). Money Demand in Jamaica: Evidence from Cointegration, Error Correction Modelling, and Exogeneity. *North American Journal of Economics and Finance*, Vol.9(1).
- Goldfeld, S. M. (1973). The Demand for Money Revisited. *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol.1.
- Granger, C., Newbold, P. (1974). Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics*, Vol.2.
- Gujarati, D.N. (1995). *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill, Inc.
- Hafer, R.W., Jansen, D.W. (1991). The Demand for Money in United States: Evidence from Cointegration Test. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.23.



- Hamburger, M.J. (1977). The Behavior of Money Stock: Is There A Puzzle? *Journal of Monetary Economics*, Vol.3.
- Hoffman, D.L. , Rasche, R.H. (1991). Long-run income and Interest Elasticities of Money Demand İn the United States. *Review of Economics and Statistics*, Vol.73.
- Hoffman, D.L. , Rasche, R.H. and Tieslau, M.A. (1995). The Stability of Long-run Money Demand in Five Industrial Countries. *Journal of Monetary Economics*, Vol.35.
- Hueng, C.J. (1998). The Demand for Money in an Open Economy: Some Evidence for Canada. *North American Journal of Economics and Finance*, Vol.9(1).
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12.
- Johansen, S., Jeselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Moey. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52.
- Keyder, N. (1989). Velocity and Monetary Targeting in Turkey. *METU Studies in Development*, Vol.16(1-2).
- Keyder, N. (1998). The Behavior of Velocity and its Policy Relevance in Turkey, 1965-1996. *METU Studies in Development*, Vol.25(3).
- Keyder, N. (2000). *Para Teori, Politika, Uygulama* (7. Baskı). Ankara: Bizim Büro Basımevi.
- Keynes, J. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London and New York: Macmillan.
- 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: 9514.
- Laidler, E.W.D. (1966). Some Evidence on the Demand for Money. *Journal of Political Economy*, Vol.74.
- Laidler E.W.D. (1977). The Rate of Interest and the Demand for Money: Some Empirical Evidence. *Journal of Political Economy*, Vol.74.
- Laidler, E.W.D. (1983). Discussion. *Monetary Targeting and Velocity*, Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, California.

- McNown, R., Wallace, M.S. (1992). Cointegration Test of Long-run Relation between Money Demand and Effective Exchange Rate. *Journal of International Money and Finance*, Vol.11.
- 102** Miller, S.M. (1991). Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error Correction Modeling. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.23.
- Mishkin, F.S. (1997). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets* (5<sup>th</sup> Edition). Massachusetts: Addison-Wesley.
- Miyao, R. (1996). Does Cointegrating M2 Demand Relation Really Exist in Japan? *Journal of Japanese and International Economics*, Vol.10.
- Mundell, A.R. (1963). Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence. *American Economic Review*, Vol.68.
- Nacheqa, J-C. (2001). A Cointegration Analysis of Broad Money Demand in Cameroon. *IMF Working Paper*, WP/01/26.
- Pigou, A.C. (1917). The Value of Money. *Journal of Economics*, Vol.37.
- Sekine, T. (1998). Financial Liberalization, the Wealth Effect, and the Demand for Broad Money in Japan. *Monetary and Economic Studies, Bank of Japan*, Vol.16(1).
- Subaşı, Y.R. (1999). *The Effect of Inflation on the Difference Between Investment and Savings and the Relation to the Twin Deficit*. In Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree Doctor of Philosophy in Applied Economics, Clemson University, USA.
- Tobin, J. (1947). Liquidity Preferences and Monetary Policy. *Review of Economics and Statistics*. Vol.29.