



TÜRKİYE'DE PARA TALEBİ İSTİKRARLILIĞININ TESTİ: KAYAN PENCERELERDE SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

Veli Yılandı, Arş.Grv., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü, yilanci@istanbul.edu.tr

ÖZET: Bu çalışmada, 1989:01-2011:02 dönemleri arasındaki üçer aylık verilere, sınır testi ve kayan pencerelerde sınır testi yöntemleri uygulanarak, Türkiye için para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığı araştırılmıştır. Literatürde yer alan diğer çalışmalardan farklı olarak para talebi fonksiyonuna hisse senedi fiyatlarının da eklenmesiyle dışlanmış değişken sorununun üstesinden gelme amaçlanmıştır. Elde edilen sonuçlar incelemeye konu olan zaman diliminde para talebinin istikrarlı olmadığını göstermektedir. Bu durum merkez bankasının para politikası aracı olarak M2 para arzını kullanmasının etkin olmayacağını göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Para politikası, para talebi, sınır testi, kararlılık.

TESTING THE STABILITY OF MONEY DEMAND IN TURKEY: EVIDENCE FROM ROLLING BOUNDS TEST

ABSTRACT: This empirical study investigates the stability of the money demand function in Turkey from 1989:Q1 to 2011:Q2 by employing bounds test and also rolling bounds test approaches. Unlike the previous studies, we also add the stock prices to the money demand function to overcome the excluded variables problem. The results we obtained show that the money demand function is instable in the analysis period, thus the central bank should not use the M2 broad money supply as a monetary policy instrument.

Keywords: Monetary policy, money demand, bounds test, stability.

GİRİŞ

Başlıca dört amaçla¹ yapılan para talebi ile para talebinin belirleyicileri² arasındaki ilişki olarak tanımlanabilecek para talebi fonksiyonunun istikrarlı olması, merkez bankaları tarafından uygulanan para politikalarının başarılı olması için bir önkoşul olarak değerlendirilmektedir (Hacker ve Hatemi-J, 2005). İstikrarlı bir para talebi fonksiyonu, para arzının enflasyon ve benzeri değişkenler üzerindeki etkisini tahmin edilebilir kıldığı için (Halıcıoğlu ve Uğur, 2005) para talebi fonksiyonunun istikrarlı olması halinde ülkeler iktisadi durgunluğu ortadan kaldırmak ya da enflasyonla mücadele edebilmek için para arzları üzerinde değişiklik yapabilirler (Bahmani, 2008). Bunun yanı sıra, para talebi fonksiyonunun istikrarlılığı merkez bankasının faiz oranları ya da para arzı hedeflemesi gibi para politikası araçları arasında seçim yapabilmesi konusunda da yardımcı olmaktadır.

Para talebi fonksiyonu, finansal işlemlerdeki oynaklık, teknolojik değişimler ile hane halkı risk toleransını etkileyen demografik değişimler ve tercihlerdeki değişimler gibi nedenlerle istikrarsız bir hale gelebilir (Duca, 1995). Bu istikrarsızlık, parasal büyüklüklerin, enflasyon ve reel ekonomiden ayrıştığını göstermektedir. Bu durumda ise merkez bankasının uygulayacağı para politikası için kullanacağı para büyüme verisinin yararlılığı ve bilgi kapsamı zayıflar (Nautz ve Rondorf, 2011).

¹ İşlem, ihtiyat ve spekülasyon ve aynı zamanda varlık amaçlı.

² Genellikle gelir ile parayı tutmanın alternatif maliyetlerinin içinde bulunduğu değişkenler.



Para talebinin, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde istikrarlı olup olmadığını test eden birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmaların birçoğu, para talebi fonksiyonunda yer alan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisini aramış ve olası ilişkinin uzun dönemli kararlı bir ilişkinin işareti olduğunu ifade etmişlerdir. Fakat Bahmani (2008) tarafından da belirtildiği gibi eşbütünleşme ilişkisinin varlığı para talebi fonksiyonunun kararlılığını göstermemektedir. İstikrarlılığın testi için Brown vd. (1975) tarafından literatüre kazandırılan CUSUM veya CUSUMSQ gibi kararlılık testlerini de yapmak gerekmektedir.

Literatürde, Türkiye'nin para talebi istikrarlılığını test eden birçok çalışma mevcuttur. Balaylar ve Duygulu (2004) 1987-2000 dönemini inceledikleri çalışmalarında, para talebi ile belirleyicileri arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ortaya koymuşlardır. Çatık (2007) serilerde ve seriler arasındaki ilişkide yapısal değişimleri dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme analizlerinden faydalanarak, 1988:01-2005:04 arası üçer aylık verilerle reel para talebi ile reel gelir ve faiz oranları arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucunu elde etmiştir. Bahmani-Oskooee ve Karacal (2006) 1987:01-2004:06 arası aylık verileri kullanarak sınır testinin yanı sıra CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile Türkiye'de para talebinin kararlı olduğu sonucunu elde etmişlerdir. Alıcı (2007) standart birim kök ve eşbütünleşme testleriyle 1987-2005 dönemi için üçer aylık verilerle para talebi ve belirleyicileri arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ifade etmiştir. Altıntaş (2008) 1985:04-2006:04 arası üçer aylık verileri kullanarak sınır testi yaklaşımıyla para talebi ile reel gelir, faiz oranı ve döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişki var olduğunu, uygulamış olduğu CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile ise bu ilişkinin kararlı olduğunu ifade etmiştir.

Bu çalışmayı, Türkiye için yapılmış olan bahsi geçen diğer çalışmalardan ayıran temel olarak iki önemli nokta bulunmaktadır. Öncelikle, Baharumshah vd. (2009)'un çalışması izlenerek, para talebi fonksiyonuna hisse senedi fiyatlarını ekleme yoluyla dışlanmış değişken sorunu ortadan kaldırılmıştır. İkinci olarak ise Tang ve Lean (2011) tarafından geliştirilmiş olan kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımı kullanılarak, para talebi fonksiyonunun hangi dönemlerde istikrarsız olduğu tespit edilmiştir.

Çalışmanın planı şu şekilde kurgulanmıştır: Çalışmanın ikinci kısmında, para talebi modeli için kullanılacak teorik model ve veri seti hakkında bilgi verilecek, üçüncü kısımda ekonometrik teori anlatılacak, dördüncü kısımda uygulama sonuçlarına yer verildikten sonra çalışma, sonuç ve değerlendirme kısmı ile sona erdirilecektir.

TEORİK MODEL VE VERİ SETİ

Bu çalışmada kullanılacak olan para talebi modeli aşağıdaki gibidir:

$$\ln m2_t = \beta_0 + \beta_1 \ln rGSYIH_t + \beta_2 f_t + \beta_3 \ln hf_t + u_t \quad (1)$$

Bu modelde yer alan \ln ilgili serinin doğal logaritmasının alındığını göstermektedir. $rGSYIH_t$; 2005 baz yılı mevsimsel etkilerden arındırılmış reel gayri safi yurtiçi hasılayı, $m2_t$; 2005 baz yılı GSYİH deflatörüyle deflate edilmiş olan reel M2 para talebini, f_t ; üç ay vadeli ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranını, hf_t ise İMKB100 endeksi kapanış fiyatlarını göstermektedir. Çalışmada kullanılan veri seti, çeyrek yıllık olup 1989:01-2011:02 arasını kapsamaktadır. Veri seti, Türkiye Cumhuriyeti elektronik veri dağıtım sistemi ile IMF'nin e-Library Data sisteminden temin edilmiştir.

Model 1'de, diğer parasal büyüklüklerin yerine reel M2 para talebinin dikkate alınmasının nedeni, M2 para talebinin diğer parasal büyüklüklere göre finansal yenilikleri ve aynı zamanda piyasalardaki değişimleri daha iyi



yanıttır (Altıntaş, 2008). GSYİH, iktisadi faaliyetle ilişkili olan işlemlerin ölçümünün tahmini olan ölçek değişken olarak (Sriram, 2001), kısa dönemli faiz oranı ise parayı tutmanın fırsat maliyeti olarak modele dahil edilmiştir.

Hisse senedi fiyatlarında meydana gelen bir değişme, para ile karşılaştırıldığında daha çekici bir yatırım aracı olduğundan, servette meydana gelen bir artışla birlikte ilave paranın bir kısmı likit araçlarda stoklanmak istenmektedir. Bu nedenle para talebi fonksiyonuna ayrıca hisse senedi fiyatları da ilave edilmiştir (Baharumshah vd., 2009).

EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışmada öncelikle, Pesaran ve Pesaran (1997) ile Pesaran vd. (2001) tarafından literatüre kazandırılmış olan eşbütünleşme analizine sınır testi yaklaşımı kullanılacaktır. Bu testi, modelde kullanılacak değişkenlerin düzeyinin veya birinci farklarının durağan olup-olmamasına bağlı olmadan uygulamak mümkündür. Bu sebeple sınır testini uygulamadan önce değişkenlerin durağanlık mertebelerini belirlemeye gerek yoktur. Fakat kritik değerler, değişkenlerinin I(0) ya da I(1) olmasına göre tablolandırıldığından, serilerin I(2) olma ihtimaline karşı durağanlıklarının sınanması gerekmektedir. Öte yandan, sınır testi küçük örneklerde Johansen ve Engle-Granger testlerine göre daha güvenilir sonuçlar vermektedir (Narayan ve Narayan, 2005).

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi sınır testiyle sınamak için kullanılan modelin çalışmamıza uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln m2_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln m2_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln rGSYIH_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta f_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta \ln hf_{t-i} + \alpha_5 \ln m2_{t-1} \\ & + \alpha_6 \ln rGSYIH_{t-1} + \alpha_7 f_{t-1} + \alpha_8 \ln hf_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (2)$$

Modelde yer alan Δ , birinci dereceden farkları göstermektedir.

Bahmani-Oskooee ve Goswami (2003) yaptıkları çalışmada sınır testi için kullanılan F testinin, gecikme uzunluğuna karşı duyarlı olduğunu ortaya koymuşlardır. Bu sebeple eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak amacıyla, öncelikle Model 2’de kullanılan farkı alınmış değişkenlerin gecikme uzunluğunu gösteren m değerine karar vermek gerekmektedir. Bu amaçla literatürde Akaike ve Schwarz gibi bilgi kriterleri kullanılmaktadır. Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra ilgili değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını gösteren temel hipotez Model 2’de yer alan bağımlı ve bağımsız değişkenlerin düzey değerlerinin bir dönem gecikmeli değerlerinin anlamlılığının sınanmasıyla test edilebilir. Burada test edilen temel hipotezin çalışmamıza uyarlanmış hali aşağıdaki gibidir:



$$H_0 : \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0$$

Bu hipotezi test etmek için kullanılan standart F istatistiği, modele dahil edilen değişkenlerin I(0) veya I(1) olup olmamasına, değişken sayısına, modelin sabit terim veya trend içerip-içermemesine ve örnek boyutuna bağlı olarak standart olmayan bir dağılıma sahiptir (Narayan, 2005). Bu sebeple ilgili kritik değerler Pesaran vd. (2001) tarafından tablolaştırılmıştır. Küçük örnekler için kullanılacak kritik değerlere ise Narayan (2005)'in çalışmasından ulaşmak mümkündür. Bu çalışmaların yanı sıra, uygun kritik değerler örnek büyüklüğüne bağlı olarak Turner (2006)'in çalışmasında yer alan tahmin edilmiş yüzey tepki değerleri sayesinde de elde edilebilmektedir. Turner (2006)'in çalışmasından faydalanarak, örnek büyüklüğüne göre uygun kritik değerleri şu şekilde hesaplamak mümkündür:

$$C_i(p) = \beta_0 + \frac{\beta_1}{T} + \frac{\beta_2}{T^2}$$

Burada T örnek büyüklüğünü, β_0 asimptotik kritik değeri, β_1 ve β_2 ise yüzey tepki katsayılarını göstermektedir. $C_i(p)$, % p . kantil için yüzey tepki kritik değeridir.

Kritik değerler için bahsi geçen çalışmalarda değişkenlerin tamamen I(0) veya I(1) olmalarına göre sınırlar verilmiştir. Eğer hesaplanan F istatistiği bu iki sınırın dışındaysa değişkenlerin arasında uzun dönemli bir ilişki olup-olmadığına dair bir çıkarımda bulunmak mümkün olmaktadır. Şöyle ki; eğer hesaplanan F istatistiği kritik değerlerin üst sınırından daha büyükse, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını gösteren temel hipotez reddedilirken, bu değer kritik değerlerin alt sınırından daha küçük olması halindeyse, bu ilişkinin olmadığını gösteren temel hipotez reddedilemez. Hesaplanan F istatistiğinin iki sınır arasında olması halindeyse sınır testine göre değişkenler arasındaki eşbütünleşmenin varlığına yönelik bir yorum yapılamamakta, değişkenlerin durağanlık mertebelerini dikkate alan diğer eşbütünleşme yöntemlerine başvurulması önerilmektedir.

Bu çalışmada sınır testinin yanı sıra, Tang ve Lean (2011) tarafından literatüre kazandırılmış olan kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımı da kullanılacaktır. Bu sayede inceleme dönemi boyunca değişkenler arasındaki ilişkide değişimler olup olmadığı, söz konusu ilişkide değişim varsa bu değişimlerin hangi tarihlerde gerçekleştiği tespit edilebilecektir.

Kayan pencerelerde sınır testinin temel işleyişi şu şekildedir. İlk aşamada, farklı pencere boyutları, farklı sonuçlar elde edilmesine neden olacağı için uygun pencere boyutuna karar verilir. İkinci aşamada ise "B" pencere boyunu göstermek üzere aşağıda görülen alt örneklerle sınır testi uygulanır:

1.Pencere: 1 ,..., B

2.Pencere: 2 ,..., B+1

3.Pencere: 3 ,..., B+2

Bu işlem örneklemdaki son örnek kullanana kadar devam ettirilir. Son aşamada ise her pencereye uygulanmış olan sınırların istatistikleri, kritik değere oranlanarak normalize edilir ve elde edilen bu değerler grafikleştirilir. Bu grafikte yatay eksene paralel çizilecek "1" değerinden başlayan çizgi, eşbütünlük ilişkisinin olup olmadığını gösteren gösterge çizgisidir. Bu gösterge çizgisinin üzerinde kalan değerler eşbütünlük olmadığını gösteren temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

UYGULAMA SONUÇLARI

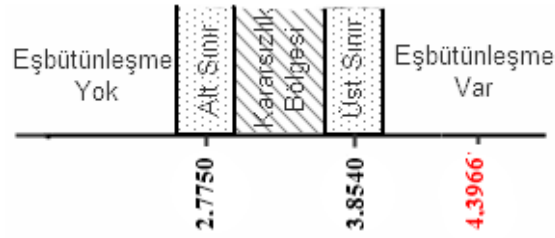
Çalışmanın ilk aşamasında serilerin durağanlığı ADF birim kök testiyle incelenmiştir. Elde edilen test sonuçları aşağıdaki gibidir:

Tablo 1. ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Düzye Değerler	Birinci Farklar
$\ln m2$	0.1179 (0)	-10.3032* (0)
$\ln rGSYIH$	-0.8925 (4)	-6.5810* (0)
$\ln hf$	-2.5401 (10)	-5.5798* (3)
f	-0.3348 (5)	-6.6997* (4)

Not: Parantez içerisindeki değerler uygun gecikme uzunluğunu, * ise %1 düzeyinde durağanlığı göstermektedir.

Tablo 1'de görüldüğü gibi incelenen her seri birinci dereceden durağandır. Çalışmanın bir sonraki aşamasında, en büyük gecikme uzunluğu olarak 4 alınmış, uygun ARDL (autoregressive distributed lags; gecikmesi dağıtılmış otoregresif) modeli Akaike bilgi kriteriyle elde edilmiştir. Bu model sayesinde uygulanan sınırlar testi sonucu ve Turner (2006) tarafından önerilmiş yöntemle hesaplanmış olan kritik değerler aşağıdaki gibidir:

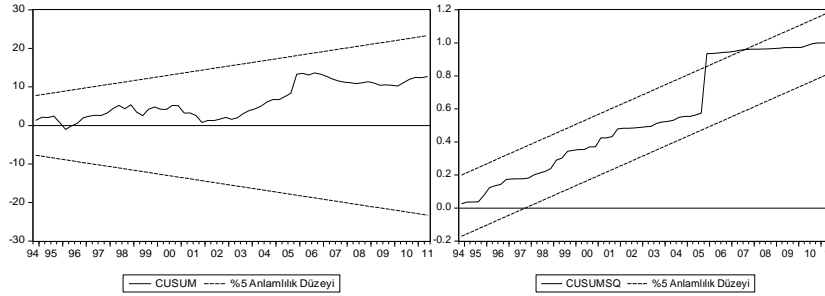


Şekil 1. ARDL Sınırlar Testi Sonuçları



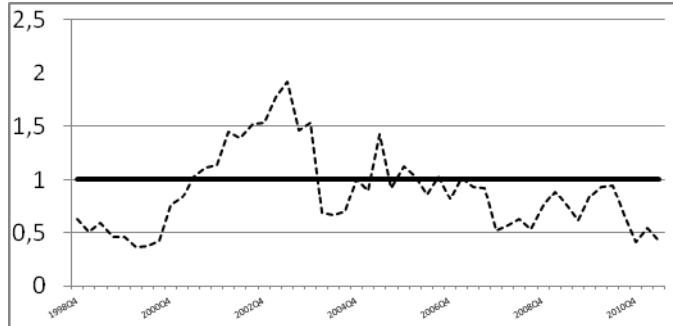
Şekil 1’de de görüleceği üzere, elde edilen F istatistiği (4.3966), üst sınırdan (3.8450) daha büyük olduğu için değişkenler arasında ilişki olmadığını gösteren temel hipotez reddedilir.

Regresyon katsayılarındaki sistematik değişimleri tespit etmek amacıyla CUSUM, ani ve tesadüfî değişimleri tespit edebilmek amacıyla ise CUSUMSQ testleri kullanılmaktadır. İlgili ARDL modelin kararlılığını test etmek amacıyla uygulanmış olan bu testlerin sonuçları aşağıdaki gibidir³:



Şekil 2. CUSUM ve CUSUMSQ Test Sonuçları

CUSUMSQ testine göre fonksiyon 2005:04’te kararsız hale gelmektedir. Dolayısıyla para talebi fonksiyonunun incelenen zaman dilimi içerisinde istikrarsız olduğunu ifade etmek mümkündür. Kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımında, eşbütünlüğün uzun dönem özelliği ve eşbütünlük ilişkisinin varlığı için uzun zaman periyoduna ihtiyaç duyulduğu bilgisi ışığı altında, bir pencerenin boyutu 10 yıl (40 gözlem) olarak alınmış, her penceredeki uygun modele, maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak seçildikten sonra Akaike bilgi kriteriyle karar verilmiştir. Normalize edilmiş F istatistik değerleri Şekil 3’te görüldüğü gibidir:



Şekil 3. Kayan Pencerelerde Sınır Testi Sonuçları

³ Bu çalışmanın amacı para talebi fonksiyonunun kararlılığını sınamak olduğu için parametre tahminleri yerine sadece CUSUM ve CUSUMSQ testlerine yer verilmiştir.



Şekil 3 incelendiğinde, para talebi ile belirleyicileri arasındaki ilişkinin 2001:01’de ve 2003:04’te değişime uğradığı anlaşılmaktadır. 2004:04 ile 2007:01 arasında bu ilişki sık sık değişikliğe uğrasa da, 2007:01’den sonra bu değişkenler arasında ilişkinin varlığının kaybolduğu görülmektedir. Sadece 2001:01 ile 2003:04 arası dönemde para talebinin istikrarlılığından bahsetmek mümkündür.

Gerek para talebi fonksiyonu için uygulanan kararlılık testleri, gerekse kullanılan kayan pencerelerde sınır testi yöntemi, ele alınan parasal büyüklük ile gelir, hisse senedi fiyatları ve faiz oranı arasındaki ilişkinin istikrarlı olmadığını göstermektedir. Bu fonksiyonun istikrarsız olması merkez bankası tarafından bir politika aracı olarak M2 para arzının kullanılmasının sağlıklı olacağını göstermektedir. Elde edilen bu sonuçlar Çatık (2007)’in yapısal kırılmaya izin veren testlerle elde ettiği sonuçlarla uyum gösterirken, Altıntaş (2010)’ın çalışmasıyla çelişmektedir. Bunun nedeni olarak, bu çalışmada kullanılan değişkenlerin farklılığının yanı sıra, incelenen dönemin ve kullanılan ekonometrik metodolojinin farklı olması gösterilebilir.

SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye’de para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmadığı, 1989:01-2011:02 arası üçer aylık verilerle, eşbütünleşmeye sınır testi yaklaşımı ve kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Bu çalışmayı Türkiye için yapılmış önceki çalışmalardan ayıran iki önemli nokta bulunmaktadır. Öncelikle, para talebi fonksiyonuna hisse senedi fiyatlarının da eklenmesiyle, dışlanmış değişken sorunu ortadan kaldırılmıştır. İkinci olarak ise, kayan pencerelerde sınır testi yaklaşımı kullanılarak para talebi fonksiyonunun hangi tarihlerde istikrarsız hale geldiği tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, para talebinin 2007 yılının birinci çeyreğinden sonra tamamen istikrarsız olduğuna işaret etmektedir. Bu sonuçlar, bu istikrarsızlık döneminde M2 para arzının etkili bir para politikası aracı olmadığını, ekonomik büyümeyi hızlandırmak amacıyla maliye politikası araçlarından veya para arzı dışındaki para politikası araçlarından faydalanılması gerektiğini göstermektedir.

KAYNAKÇA

ALICI, A. (2007), “Para Talebi – Para Politikası İlişkisi: Türkiye için Eş-Bütünleme Analizi”, *Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 21(1): 75-87.

ALTINTAŞ, 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.

BAHARUMSHAH, A.Z., MOHD, S.H. ve MASIH, A.M.M. (2009). “The Stability of Money Demand in China: Evidence from the ARDL Model”, *Economic Systems*, 33:231–244.

BAHMANI, S. (2008). “Stability of the Demand for Money in the Middle East”, *Emerging Markets Finance & Trade*, 44(1):62–83.

BAHMANI-OSKOOEE, M. M. ve GOSWAMI, G. G. (2003), “A Disaggregated Approach to Test the J-Curve Phenomenon: Japan versus Her Major Trading Partners”, *Journal of Economics and Finance*, 27 (1):102-113.

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 İkamesi Olgusu ve Para Talebinin İstikrarı”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 19(2): 33-54.
- BROWN, R.L., DURBIN, J. ve EVANS, J.M. (1975). “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”, **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, 37(2):149-192.
- ÇATIK, A. N. (2007). “Yapısal Kırılma Altında Para Talebinin İstikrarı: Türkiye Örneği”, **İktisat İşletme ve Finans**, 22(251): 103-113.
- DUCA J.V. (1995). “Should bond funds be added to M2?”, **Journal of Banking & Finance**,19: 131-152.
- HACKER, R.S. ve HATEMİ-J, A. (2005). “The Effect of Regime Shifts on the Long-Run Relationships for Swedish Money Demand”, **Applied Economics**, 37(15): 1731-1736.
- HALICIOGLU, F. and UGUR, M. (2005). “On Stability of Demand Money Demand Function: Evidence from a Developing OECD Country”, **Global Business and Economic Review**, 7(3): 203-213.
- NARAYAN, P. K. (2005), “The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests”, **Applied Economics**, 37 (17): 1979-1990.
- NARAYAN, P. K. ve NARAYAN, S. (2005), “Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework”, **Economic Modelling**, 22 (3): 423-438.
- NAUTZ, D. ve RONDORF, U. (2011). “The (In)Stability of Money Demand in the Euro Area: Lessons From a Cross-Country Analysis”, **Empirica**, 38: 539-553.
- PESARAN, M. H. ve PESARAN, B. (1997), **Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis**, <http://www.oup.com/>Oxford University Press.
- 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.
- SRIRAM, S.S. (2000). “A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies”, **IMF Staff Papers**, 47(3): 334-365.
- TANG, C.F. ve LEAN, H. (2011) “Revisit Feldstein-Horioka puzzle: Evidence from Malaysia”, **Economics Bulletin**, 31(3): 2237-2249.
- TURNER, P. (2006). “Response Surfaces for an F-Test for Cointegration”, **Applied Economics Letters**, 13:479-482.