

Bulanık Mantık Tabanlı Ekonometrik Modelleme: Para Talebi-Türkiye Örneği

Fuzzy Logic Based Econometric Modelling: Money Demand-Evidence From Turkey

Serkan ARAS¹, Emrah GÜLAY²

ÖZET

Günümüzde yapılan para talebinin modellenmesine ilişkin literatürü incelediğimizde, modelleme yöntemi olarak çoğunlukla kointegrasyon testlerinin kullanılmış olduğu ve bu testlerden Engle-Granger (1987) yanı sıra Johansen-Juselius (1990) tarafından önerilen kointegrasyon tekniklerinin birçok araştırmacı tarafından çoğu ülkenin para talebinin modellenmesinde uygulandığı görülmektedir. Para politikasının uygulanması aşamasında politik tutumların değerlendirilmesinin yanı sıra para politikası kapsamında alınacak kararlar, para ve diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesine bağlı olduğundan, farklı fonksiyonel ilişkileri değerlendirmemize izin veren farklı modelleme yöntemlerinin ele alınarak değerlendirilmesi önem kazanmaktadır. Bu çalışmanın amacı, literatürde yaygın bir biçimde kullanılan ekonometrik modelleme yöntemine karşılık alternatif bir yöntem ortaya koymaktır. Bu nedenle, çalışmada kointegrasyon yöntemlerinden biri olan Engle-Granger (1987) tarafından önerilen eşbütünlük testi ile bulanık modelleme yöntemlerinden bulanık Takagi-Sugeno modeli kullanılıp, iki yöntem Türkiye'nin para talebi fonksiyonunun incelenmesi aşamasında karşılaştırılarak yorumlanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Ekonometrik modelleme, bulanık modelleme, para talebi, takagi-sugeno, bulanık c-ortalamalar

ABSTRACT

At the present day, we investigate literature about Money demand, we can see that cointegration techniques are used in most of studies. Money demand econometric modelling techniques are used by a great number of researchers. Mostly, cointegration techniques are being used as estimating methods for any money demand function. Cointegration techniques which were proposed by Engle-Granger (1987) and Johansen-Juselius (1990) have been used for modelling countries' money demand function by researchers. In stage of application of monetary policy, when assessment of policy stance as well as monetary policy decisions depend on the relationship between money and the other macroeconomic variables, different methods which allows for different functional relations are being important. The purpose of this study is proposing an alternative method, instead of econometric modelling methods which have been used widely in literature. Thus, in this study, cointegration test which was proposed by Engle-Granger (1987) and fuzzy Takagi-Sugeno method are used to estimate Turkey's money demand function and two methods are compared and consequently, the results are interpreted.

Keywords: Econometric modelling, fuzzy modelling, money demand, takagi-sugeno, fuzzy c-means clustering

1. GİRİŞ

Para talebinin modellenmesi, literatürde büyük bir ilgi odağı olan önemli alanlardan biri olarak görülmektedir. Enflasyonu kontrol altında tutabilmek için alınan parasal hedefler, para talebinin istikrarlığına ve tahmin edilebilirliğine bağlı olmaktadır (Dekle ve Pradhan, 1999:205). Ancak enflasyon hedeflemesinin temel alındığı para politikası stratejilerinde para talebi çok önemli olmazken, parasal büyüklüklerin rol aldığı para politikası stratejilerinde para talebinin çok önemli olduğu bilinmektedir. Enflasyon uzun dönemde parasal bir olgu olarak varsayılmaktadır. Ayrıca para ve fiyatlar arasındaki ampirik ilişkiler çoğunlukla para talebi çerçevesinde tartışılmaktadır. Özellikle yapısal değişimlerin olduğu herhangi

bir ülke için yapılan para talebi çalışmalarının temel amacı, o ülkede istikrarlı bir para talebi fonksiyonunun olup olmadığını analiz etmektir (Achsani, Holtemöller ve Sofyan, 2005).

Türkiye'de özellikle son 20 yılda, para politikasının planlanmasında ve uygulanmasında önemli değişimler olmaktadır. Finansal sektör ve kuruluşlardaki radikal değişimler ve yeniliklerin bu dönem zarfında meydana geldiği görülmektedir. Merkez Bankasının 1990 yılında IMF ile işbirliği içinde uyguladığı farklı para politikaları, finansal istikrarlığı sağlamanın yanı sıra enflasyon oranının düşmesine neden olmuştur (Akçağlayan ve Atbaşı, 2006:3). Finansal yenilikler ve finansal krizler para talebini etkileyen unsurların başında gelmektedir. Örneğin, 1994 yılında meydana

¹ Arş. Gör., Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, serkan.aras@deu.edu.tr

² Arş. Gör., Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, emrah.gulay@deu.edu.tr

gelen döviz krizi, Türkiye ekonomisinin parasal analiz için önemli bir kırılma noktasıdır (Özdemir ve Turner, 2004:2). Bu doğrultuda, uygulanacak para politikalarının yukarıda ifade edilen faktörleri de göz önünde bulundurarak değerlendirilmesi gerekmektedir.

Ekonomik programların performansını değerlendirmek için, parasal büyüklükler ile diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin ele alınarak incelenmesi oldukça önemlidir. Bu doğrultuda, literatürde yer alan birçok çalışmada ülkelerin para talebini belirleyen unsurlar çeşitli yöntemler ile belirlenmektedir.

Literatürde para talebi için yapılan çalışmalar incelendiğinde çoğunlukla ekonometrik modelleme yönteminin kullanıldığı görülmektedir. Price ve Insu-kindro (1994), Hindistan için 1969-I ve 1987-IV çeyreklik dönemleri kullanarak ele aldığı çalışmalarında, para talebi fonksiyonunu farklı iki eşbütünleşme testine dayanarak incelemiştir. Bunlardan Engle-Granger (1987), iki aşamalı eşbütünleşme yöntemi, tek zayıf bir kointegre ilişkinin varlığını ortaya koyarken, Johansen olabilirlik oranı istatistiği iki kointegre vektöre kadar ilişkiyi desteklediğini bulmuştur. Koğar (1995), Türkiye için 1978-I ve 1990-IV dönemlerini ele aldığı çalışmasında Johansen eşbütünleşme testi ile para talebini tahmin etmiş ve uzun dönemde istikrarlı bir para talebinin varlığını bulmuştur. Oskooee ve Shin (2002), Kore de para talebinin istikrarlılığı üzerine yapmış olduğu çalışmalarında Johansen eşbütünleşme analizi sonucunda M2 parasal büyüklüğü, gelir, faiz oranı ve döviz kuru ile ilişkili olduğu bulmuşlardır. Oskooee ve Chomsisengphet (2002), Onbir OECD ülkesi için yapmış oldukları çalışmalarında, Johansen eşbütünleşme testi sonucunda İsviçre ve İngiltere dışındaki dokuz ülkenin istikrarlı bir M2 para talebi fonksiyonuna sahip olduğu belirlemiştir. Pradhan ve Subramanian (2003), Hindistan için 1970-IV ve 2000-III dönemleri arasında Johansen eşbütünleşme testi ile para talebi fonksiyonunu analiz etmiştir. Uzun dönemde parasal büyüklüğün gelir elastikiyeti, miktar teorisine uygun olarak bulunmuştur. Sevüktekin ve Nargeleçekenler(2007), yaptıkları çalışmalarında M1 para talebi üzerinde reel gelir faiz ve reel hisse senedinin daha etkili olduğunu bulurken M2 para talebi üzerinde döviz kurunun daha etkili olduğunu bulmuşlardır. Akay ve Nargeleçekenler(2008), yaptıkları çalışmalarında uzun dönemde reel para talebi, reel hisse senedi, reel milli gelir ve faiz oranı arasında bir ilişkinin olduğunu ortaya koymuşlardır. Altıntaş (2008), Türkiye'nin para talebinin istikrarının belirlenmesi üzerine yapmış olduğu çalışmasında, Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL)

yöntemine göre para talebi ile para talebi belirleyici arasında eşbütünleşik bir ilişki olduğunu ve para talebi fonksiyonunun da istikrarlı bir yapıya sahip olduğunu belirlemiştir.

Bu çalışmanın temel amacı, literatürde yer alan ekonometrik yöntemlerin aksine farklı fonksiyonel ilişkileri de incelenmesine izin veren bulanık modelle yöntemini uygulayarak ekonometrik yöntemle alternatif bir modelleme yöntemi ortaya koymaktır. Bu nedenle çalışmada ilk olarak, Engle-Granger (1987) tarafından önerilen iki aşamalı eşbütünleşme testi Türkiye'deki para talebini etkileyen unsurları belirlemek için uygulanmaktadır. Bir sonraki adımda, bulanık Takagi-Sugeno modeli ile Türkiye'deki para talebini etkileyen unsurlar yeniden belirlenerek her iki yöntem sonucunda elde edilen tahmin değerleri gerçek değerler ile karşılaştırılmış ve hangi yöntemin diğeri üzerinde daha üstün tahminleme özelliğine sahip olduğu belirlenmeye çalışılmıştır.

2. VERİ SETİ VE YÖNTEM

2.1. Veri Seti

Çalışmada 1986:1–2008:4 dönemleri arası ele alınmıştır. Bu doğrultuda model aşağıdaki gibi tam logaritmik bir biçimde tanımlanmaktadır. Katsayıların yorumlanmasında kolaylık olması açısından tam logaritmik model kullanılmıştır. Aynı zamanda çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler EK 1 de yer almaktadır.

$$M2_t = \beta_0 + \beta_1 GSMH_t + \beta_2 INT_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln M2_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GSMH_t + \beta_2 \ln INT_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıdaki modelde bağımlı değişken ele alınan dönemler itibariyle Türkiye'deki M2 parasal büyüklüğün enflasyon oranlarına bölünerek logaritmasının alınması ile elde edilmiştir. Burada M2 parasal büyüklüğün seçilmesinde diğer parasal büyüklüklere göre teknolojik yenilikleri, piyasadaki parasal değişimleri ve finansal yenilikleri daha iyi yansıtmaya özelliği önemli bir etkidir. Ayrıca, nominal değişkenleri reel hale getirmek için fiyat seviyesi olan TÜFE endeksi kullanılmıştır. Aynı zamanda üçer aylık dönemler ile çalışılmasından dolayı enflasyon değişkeni mevsimsellikten arındırılmıştır. Modelde yer alan bağımsız değişkenlerden $\ln GSMH$ değişkeninin katsayısı gelir esnekliğini göstermektedir ve $\ln GSMH$ değişkeni sabit fiyatlar ile $GSMH$ 'nin logaritması alınarak elde edilmiştir. Bununla birlikte, yeni $GSMH$ ile eski $GSMH$

serisi arasında ortalama %31.7 gibi fark olmasından dolayı elimizdeki GSMH serisi bu fark dikkate alınarak yeniden türetilmiştir. Tahminlenen model sonucunda β_1 katsayısının pozitif olması beklenmektedir. Modelde yer alan $\ln INT$ değişkeninin katsayısı ise talebin faiz esnekliğini göstermektedir. $\ln INT$ değişkeni, Mevduat faiz oranlarının logaritması alınarak modele dâhil edilmiştir. β_2 katsayısının negatif işaretli olması beklenmektedir.

2.2. Yöntem

Çalışmada iki farklı yöntem kullanarak para talebi fonksiyonu incelenmiştir. Bunlardan biri bulanık Takagi Sugeno yöntemi diğer Engle-Granger (1987) tarafından önerilen iki aşamalı Engle-Granger eşbütünlüşme testidir. Ancak Engle-Granger yöntemin uygulanabilmesi için serilerin aynı düzeyde durağan olması gerekmektedir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin birim kök testi sonuçları, Uygulama ve Sonuçlar bölümünde Tablo 1'de verilmektedir.

Zaman serisi verilerinin çoğu durağan olmayan verilerden oluşmaktadır. Çalışmalarda kullanılan serilerin durağan olmaması yani birim kök içermesi kullanılan yöntem açısından önem taşımaktadır. Zaman serilerinin durağan olması, ortalamanın ve varyansın zaman içerisinde sabit olması ve değişkenlerin iki zaman periyodundaki kovaryansının, değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olup, zamana bağlı olmasını ifade etmektedir. Ancak, zaman serilerinin sabit bir ortalama etrafında dağılmaması veya stokastik sürecin özelliklerinin zamana bağlı olarak değişmesi ile durağan olmayan zaman serileri ortaya çıkmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2005). Durağan olmayan zaman serileri; R^2 değerinin yüksek ve t istatistik değerlerinin anlamlı olduğunu ancak seriler arasındaki ilişkilerin yanlış ve doğruyu yansıtmadığını göstermektedir (Khorchurklang, 2005:142).

Zaman serisi verilerinin çoğunun durağan olması, farklı dönemler için; ortalama, varyans ve kovaryans değerleri ile ilgili yeni bilgiler vermektedir. Bu tür verilerde Olağan Enküçük Kareler (OLS) yöntemlerinin kullanılması, yanlış sonuçlar doğuracağından ve sahte regresyona neden olacağından çalışmada, serilerin durağanlığının araştırılmasında en çok kullanılan Genişletilmiş Dickey- Fuller (ADF) ve Phillips-Perron birim kök testlerine yer verilmiştir.

2.2.1. Eşbütünlüşme Testi

Eşbütünlüşme testleri, makroekonomik zaman serisi değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmek için kullanılmaktadır. Serilerin durağan olmaması ve zaman içerisinde stokastik bir trende

sahip olması, o serinin rassal gezinti serisi olduğunu göstermektedir. Bu nedenle, eşbütünlüşme testi uygulamadan önce serilerin durağan olup olmadığının test edilmesi önem taşımaktadır. Bu durum, serileri durağan yapmak için değişkenlerin farklarının alınmasını gerektirebilmektedir. Ayrıca, eşbütünlüşme tekniğinin kullanılması; iki değişken arasında kuvvetli uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığını belirlemek için önemlidir. Eşbütünlüşme tekniği, zaman serilerinin birbirinden uzak hareket etmemelerini ifade etmektedir. Bu durum, eşbütünlüşmüş değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin durağan olduğunu belirtmektedir (Mezra, 2007:55). Kısacası, durağan olmayan değişkenlerin lineer kombinasyonu durağan olduğunda, değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi var olmaktadır.

Eşbütünlüşme testinin kullanılması için iki değişkenin aynı dereceden bütünlüşük olması gerekmektedir. y_t ve x_t gibi durağan olmayan iki zaman serisi değişkeninin farklı dereceden bütünlüşük olması, bu iki değişkenin eşbütünlüşük olmadığını ve uzun dönemde birbirinden uzaklaşma eğiliminde olduğunu göstermektedir. Bu nedenle elde edilen ilişki sahte bir ilişki olacaktır.

y_t ve x_t 'nin, durağan olmayan zaman serisi değişkenleri ve aynı dereceden bütünlüşük olduğu varsayılınsın $I(0)$ ifadesi değişkenin düzeyde durağan olduğu gösterirken, $I(1)$ ifadesi değişkenin birinci farkta durağan olduğunu göstermektedir. Bu, $y_t \sim I(1)$ ve $x_t \sim I(1)$ şeklinde gösterilmektedir. Bu gösterim y_t ve x_t 'nin $CI(1,1)$ olduğunu işaret etmektedir. Eğer hatalar durağan ise, bu iki serinin eşbütünlüşük olduğunu söyleyebiliriz. Bu durum, $u_t \sim I(0)$ olarak gösterilmekte ve $u_t = y_t - \beta x_t$ dir. Ayrıca, β burada sabit bir değerdir (Dolado ve diğerleri, 1999:5).

Eşbütünlüşme testinin nasıl işlediğini görmek için aşağıdaki uzun-dönem regresyon denklemini ele alalım.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (3)$$

burada, $u_t = Y_t - (\beta_0 + \beta_1 X_t)$ dir. Eğer, hata terimleri zaman içerisinde bir eğilim gösteriyorsa o zaman değişkenler birbiri ile ilişkisizdir yani bu ifade değişkenlerin eşbütünlüşük olmadığını belirtmektedir. Ancak, hata terimleri zaman içerisinde sabit ise bu hataların durağan ve y_t ve x_t değişkenleri arasında uzun dönemli doğrusal bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Başka bir deyişle, y_t ve x_t birinci dereceden durağan $I(1)$ iken hata terimi u_t düzeyde durağan $I(0)$ dir. Bu durum, y_t ve x_t 'nin bütünlüşük olduğunu ve β_1 'in uzun dönem parametresi olduğunu ifade etmektedir.

Ayrıca, Y_t , X_t ve Z_t değişkenleri ve β_0 , β_1 , β_2 gibi uzun dönem vektörlerini içeren uzun-dönem regresyon denklemini ele aldığımızı varsayalım.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 Z_t + u_t \quad (4)$$

Üç değişken arasında uzun dönem denge ilişkisinin var olup olmadığını test etmek ve yukarıdaki regresyon denklemini tahmin etmek için aşağıdaki adımlar izlenmektedir:

1. Denklem(4)'ü OLS ile tahmin ederek hataları elde edelim. Üç değişkenin de birinci farkı alındıktan sonra durağan hale geldiğini varsayalım. Bu durum bize, üç değişkenin birinci dereceden durağan I(1) olduğunu göstermektedir.

2. Daha sonra elde edilen hatalar üzerine ADF testi uygulanmalıdır. Eğer boş hipotez (H_0 : hatalar durağan değildir) reddedilirse, hatalar durağandır ve değişkenler (Y_t , X_t ve Z_t) eşbütünlüktedir olduğuna karar verilmektedir.

Eşbütünlük kavramının ve değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin nasıl belirlendiğinin ifade edilmesinden sonra bir sonraki bölümde, çalışmanın ekonometrik modelleme kısmında kullanılan Engle-Granger yöntemi ele alınarak incelenmiştir.

Engle ve Granger'a göre, değişkenler trend içerse dahi uzun dönemdeki sapmaları ifade eden (uzun dönem regresyon) hata terimi, durağan yani varyansı ve ortalaması zaman içinde değişmez, sabit ise değişkenler arasında gerçek iktisadi nedensellik ilişkisi vardır. Bu durumda modeldeki değişkenlerin eşbütünlük olduğunu söyleyebiliriz (Utkulu ve Arı).

İlk olarak, uzun-dönem denkleminin en küçük kareler yöntemi ile regresyon tahmini gerçekleştirilmektedir. Daha sonra modelden elde edilen hatalarının durağan olması gerekmektedir. İki ekonomik değişken arasında teorinin işaret ettiği gibi bir uzun-dönem ilişkinin olabilmesi için değişkenlerin birinci düzeyden entegre olmaları gerekmektedir, böylece modelden tahminlenen hata teriminin durağan olma koşulu sağlanmaktadır. Hata teriminin durağanlığı araştırıldıktan sonra bir gecikmeli değeri modele dahil edilerek model En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmektedir. Elde edilen hata terimi katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunması beklenmektedir.

2.2.2. Bulanık C-Ortalamlar Kümeleme Algoritmasıyla Ekonometrik Modelleme

Esnek bir fonksiyonel forma sahip, parametrik varsayımları en az düzeyde yapan, küçük ve büyük veri setlerinin her ikisiyle de iyi bir şekilde çalışan ve

açıklayıcı değişken sayısı çok fazlayken bile hesaplamaların olanaklı olduğu bir ekonometrik ilişki yaklaşımının bulunması oldukça ilgi çekici bir çalışma alanıdır. Bu çalışmada böyle bir amacın peşinde koşulmasının sonucu olarak bulanık küme teorisi araçlarından faydalanılmıştır.

Bulanık mantık, Zadeh ve arkadaşlarının katkılarında bu zamana kadar birçok disiplinde oldukça yoğun bir şekilde kullanılmıştır. Özellikle uygulamaların bilgisayar bilimi, sistem analizi ve elektrik ve elektronik mühendisliği alanlarında olduğu görülmektedir. Sosyal bilimler içerisinde ekonomik problemlerin analizinde çok az uygulamaya rastlanmaktadır. Ekonometrik açıdan baktığımızda çalışmalara: Josef (1992), bu yaklaşımı panel verilerinin modellenmesinde kullanmışlardır. Lindström (1998), reel faiz oranlarının değişkenliği ve seviyesini dikkate alarak İsveç 'teki sabit yatırımların modellenmesi amacıyla bulanık mantığı kullanmıştır. Draeseke ve Giles (2000) bulanık küme ve operatörler yardımıyla tam ve doğru olmayan bilgileri birleştirerek Yeni Zelanda 'nın kayıt dışı ekonomisinin bir indeksini oluşturmuşlardır.

Shepherd ve Shi (1998), Amerika 'daki maaş ve fiyatlar üzerine yaptıkları çalışmada bulanık küme teorisini oldukça farklı bir şekilde kullanmışlardır. Modelleme teknikleri: verilerin bulanık kümelerle ayrılmasını; her küme üzerinde ilgilenilen ilişkinin tahminlenmesini ve Takagi ve Sugeno 'nun bulanık sistemler yaklaşımına dayanarak kümelenecek her veriye ait üyelik fonksiyonlarının kullanılmasıyla her alt modelin birleştirilerek tek bir model haline getirilmesine dayanır. Ayrıca çalışmaları her alt model doğrusal olsa bile doğrusal olmayan ilişkilerin oldukça esnek bir şekilde tespit edilebildiğini ve ölçülebildiğini göstermiştir.

Bulanık kümeler, esnek bir yolla model kurma-mıza olanak verecek şekilde mantıksal operatörlerle kullanılabilir. Başka bir ifadeyle, bir veya daha fazla girdi değişkeninin değerini farklı bulanık kümelerle ilişkilendiren üyelik derecelerinin "Eğer", "Ve" mantıksal operatörleriyle beraber kullanılmasıyla bir çıktı değişkeninin üyelik değerleri türetilebilir. Para talebi kapsamında örneklendirecek olursak şöyle bir bulanık kural tanımlanabilir:

Kural1: Eğer faiz oranları oldukça yüksek Ve gelir çok düşükse bu takdirde paraya olan talep epey düşük olacaktır.

Kural2: Eğer faiz oranı normal seviyede Ve gelir oldukça yüksekse bu takdirde paraya olan talep orta derecede yüksek olacaktır.

Böyle bir durumda, çıktı değişkeninin bulanık sonucu bulanık kümelerle ilişkilendirilmiş Mak/Min operatörlerini ve ilgili üyelik değerlerini dikkate alarak yorumlanabilir. Ancak bulanık sonuç genellikle yetersizdir çünkü belli bir periyotta paraya olan talebin "orta derecede yüksek" veya "epey düşük" olmasının bilinmesi çok ilgi çekici değildir. Örneğin modelin para talebinin \$10 milyon olacağını tahmin etmesi çok daha yararlı olacaktır. Başka bir deyişle model tahminlerinin durulaştırılmasına (de-fuzzifying) ihtiyaç vardır. Bu sorunun üstesinden gelmede Takagi ve Sugeno (1985) yaklaşımı, yukarıdaki metodolojiyi aşağıdaki kurallar haline dönüştürür.

Kural1: Eğer faiz oranları (r) oldukça yüksek ve gelir (Y) çok düşükse bu takdirde paraya olan talep $M=f_1(r,Y)=M_1$ 'dir.

Kural2: Eğer faiz oranı (r) normal seviyede ve gelir (Y) oldukça yüksekse bu takdirde paraya olan talep $M=f_2(r,Y)=M_2$ 'dir.

Burada f_1 ve f_2 geleneksel kümeye ait M için sayısal değerler üreten fonksiyonlardır. Bu fonksiyonlar en basit haliyle doğrusal ilişki sergileyen fonksiyonlardır. M_1 ve M_2 vb. değerler girdi değişkenlerinin bulanık girdi kümeleriyle ilişkilendirilmiş üyelik derecelerine bağlı olarak ağırlıklı ortalamalarının alınmasıyla birleştirilebilir. Alt bölüm 2.2.2.2'de bu işlem ayrıntısıyla verilmiştir ancak öncelikle bulanık girdi kümelerinin tanımlanması ve oluşturulması verilecektir.

2.2.2.1. Bulanık C-Ortalama Algoritması

Bulanık c-ortalama, her veri noktasının, üyelik derecesi tarafından belirlenmiş, belli seviyeye kadar her kümeye ait olduğu bir veri kümeleme tekniğidir. Bulanık c-ortalama Jim Bezdek (1981) tarafından geliştirilmiş klasik c-ortalama algoritmasının genelleştirilmiş halidir. Algoritma n veri noktasını c bulanık kümeye (c<n) bölerken eş zamanlı olarak bu kümelerin yerlerini de tespit etmektedir. Prosedürün altında yatan matematiksel temel kısaca şöyledir:

x_k , k'inci veri noktası (k= 1,2,...,n) ve v_i ise i inci (i=1,2,...,c) kümenin merkezi olsun. x_k ve v_i arasındaki uzaklık d_{ik} ve i inci kümede k inci veri noktasının üyelik fonksiyonu μ_{ik} iken aşağıdaki koşullar geçerlidir.

$$0 \leq \mu_{ik} \leq 1, \quad 0 < \sum_{k=1}^n \mu_{ik} < n, \quad \sum_{i=1}^c \mu_{ik} = 1 \quad (5)$$

Veri noktalarının c kümeye ayrılması, eş zamanlı olarak küme merkezlerinin ve küme üyeliklerinin belirlenmesi aşağıdaki fonksiyonun minimize edilmesiyle sağlanır.

$$J(U, v) = \sum_{i=1}^c \sum_{k=1}^n (\mu_{ik})^m (d_{ik})^2 \quad (6)$$

Buradaki $1 < m < \infty$ koşulunu sağlaması gereken m parametresinin seçiminde tanımlanmış bir kural yoktur. Uygulamada m=2 seçilmesi genel tercih haline gelmiştir. Klasik kümelemede m=1 durumu söz konusudur. Üyelik derecesi fonksiyonu ise şu şekilde tanımlanmaktadır.

$$\mu_{ik} = 1 / \left\{ \sum_{j=1}^n [(d_{ik})^2 / (d_{jk})^2]^{1/(m-1)} \right\} \quad (7)$$

Bulanık c-ortalama algoritması, xk veri noktası ve v_i küme merkezi arasındaki ağırlıklandırılmış benzerlik ölçüsüne dayanarak (6) numaralı formülasyonun iteratif optimizasyonunu gerçekleştirir. Kümeleme dengeye ulaşıncaya algoritma sonlanır (Mucha ve Sofyan).

2.2.2.2. Bulanık Ekonometrik Modelleme

Çalışmada bulanık kümelemenin kullanılmasıyla oluşturulacak modelleme, doğrusal olmayan regresyon probleminin birkaç parçaya bölünmesi ve her alt parçada Takagi ve Sugeno tarafından önerilen kurallarla doğrusal modellerin kullanılarak problemin çözümüne yaklaşılmasıdır. Bulanık modelin tahminlemesi süreci aşağıdaki adımlardan oluşmaktadır.

1. Bulanık c-ortalama algoritmasının kullanılmasıyla gözlemler c bulanık kümeye ayrılır. Bu her veri noktasının her kümeye üyelik değerinin belirlenmesini sağlar. Artık dolaylı olarak y'lerde ayrıştırılmıştır.

2. Her bulanık kümenin verileri ayrı ayrı kullanılabilir modeller tahminlenir:

$$y_{ij} = f_i(x_{ij}) + \varepsilon_{ij} \quad ; \quad j = 1, \dots, n_i \quad ; \quad i = 1, \dots, c \quad (8)$$

f fonksiyonu doğrusal ise:

$$y_{ij} = \beta_{i0} + \beta_{i1}x_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad ; \quad j = 1, \dots, n_i \quad ; \quad i = 1, \dots, c \quad (9)$$

3. Her verinin diğer kümelere üye olma dereceleriyle ağırlıklandırılarak her veri için y_k bulunur.

$$\hat{y}_k = \left[\sum_{i=1}^c (b_{i0} + b_{i1}x_k) \mu_{ik} \right] / \left[\sum_{i=1}^c \mu_{ik} \right] \quad (10)$$

; $k = 1, \dots, n$

Yukarıdaki süreç kolay bir şekilde çok girdi değişkeninin olduğu duruma da genellenebilir. Uygulamada, oluşturulan nihai kümeleme sonucunun kalitesini ölçmek amacıyla bir geçerlilik metoduna (validation method) gerek duyulur. Kümelemenin kalitesi başlangıçtaki küme merkezlerinin belirlenmesi, küme sayısının seçimi vb 'ne bağlıdır. Bazı küme geçerlilik ölçüleri Bezdek ve Pal (1992) tarafından geliştirilmiştir. Buradaki çalışmada eksiltici kümeleme (subtractive ve clustering) kullanılmıştır.

3. UYGULAMA VE SONUÇLAR

Çalışmanın bu bölümde, hem ekonometrik modelleme sonucu hem de bulanık modelleme sonuçları verilerek karşılaştırılmıştır. Ekonometrik modelleme aşamasında E-views paket programı kullanılırken, bulanık modelleme aşamasında Matlab programı kullanılmıştır. İlk olarak, ekonometrik modellemeye ilişkin sonuçlar, daha sonra bulanık modelleme kapsamında elde edilen sonuçlar verilmiştir.

Engle-Granger eşbütünleşme testini uygulamadan önce değişkenlerin durağan olup olmadıkları ADF ve PP testleri ile ele alınarak incelenmiştir. Tablo 1'e göre değişkenlerin tamamının düzeyde durağan olmayı birinci farklarında durağan olduğu görülmektedir. Bu nedenle tüm değişkenler birinci dereceden eşbütünleşik olup Engle-Granger eşbütünleşme tes-

tinin uygulanabilmesi için ilk şartı sağlamaktadır.

Değişkenlerin durağan olup olmadıkları belirlendikten sonra ikinci aşama enküçük kareler yönteminin uygulanmasıdır. Enküçük kareler yöntemine ilişkin sonuçlar Tablo 2'de verilmektedir. Elde edilen katsayı sonuçlarının hepsinin anlamlı olduğu belirlenmiştir.

Üçüncü aşama, enküçük kareler yönteminden elde edilen hata teriminin birim kök içerip içermediği yani durağan olup olmadığının araştırılmasıdır. Elde edilen birim kök testi sonucuna göre hata teriminin birim kök içermediği dolayısıyla durağan olduğu ve böylece değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu belirlenmiştir.

Son aşamada ise, enküçük kareler yönteminden elde edilen hataların bir gecikmesi alınarak bağımsız değişken olarak modele dahil edilip, elde edilen katsayının yorumlanmasıdır. Burada hata teriminin bir gecikmeli değerinin katsayısının istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif işaretli olması beklenmektedir. Ayrıca model için yapılan diagnostik test sonuçları incelendiğinde, modelde otokorelasyonun ve farklı varyanslılığın olmadığı ve model spesifikasyonunun doğru olarak sağlandığı görülmektedir. Ayrıca katsayılarının istikrarlı bir yapıya sahip olduğunu gösteren CUSUM testi sonucu EK 2 bölümünde yer almaktadır.

Ekonometrik modelleme aşamalarının tamamlanmasından sonra uygulamanın diğer bölümü olan bulanık modelleme aşamasına geçilerek aşağıdaki

Tablo 1: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF Testi-Düzye		ADF-Birinci Fark	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
lnM2	1.155(0)	-1.063(0)	-9.554(0)*	-10.039(0)*
lnGSMH	0.148(4)	-2.463(4)	-4.719(3)*	-4.755(3)*
lnINT	-1.366(0)	-2.059(0)	-7.928(1)*	-8.050(1)*
*1%	-3.504	-4.062	-3.504	-4.062
**5%	-2.894	-3.460	-2.894	-3.460
Anlamlılık Düzeyi ***10%	-2.584	-3.156	-2.584	-3.156
Değişkenler	PP Testi-Düzye		PP Testi-Birinci Fark	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
lnM2	1.243(6)	-0.953(6)	-9.553(3)*	-10.115(6)*
lnGSMH	-1.049(16)	-6.313(10)*	-14.657(14)*	-14.906(14)*
lnINT	-1.302(3)	-1.985(3)	-8.802(3)*	-8.862(3)*
*1%	-3.504	-4.062	-3.504	-4.062
**5%	-2.894	-3.460	-2.894	-3.460
Anlamlılık Düzeyi ***10%	-2.584	-3.156	-2.584	-3.156

Tablo 2: EKK ile Model Tahmini

Değişkenler	Katsayılar	Standart hatalar	t-İstatistikleri	Olasılıklar
lnGSMH	1.484128	0.104333	14.22486	0.0000
lnINT	-0.330976	0.055675	-5.944739	0.0000
sabit	-13.27818	1.52677	-8.696908	0.0000
R-kare	0.85052			
Düzeltilmiş R-kare	0.847161			
Modelin standart hatası	0.216536			
Hata kareler toplamı	4.173006			

Tablo 3: Hata terimine ilişkin Birim Kök Testi Sonucu

		Test istatistiği	Olasılık değeri
ADF Test istatistiği		-3.976(0)	0.001
Test kritik değerleri	1%	-2.591	
	5%	-1.944	
	10%	-1.614	
		Test İstatistiği	Olasılık değeri
PP Test İstatistiği		-4.254(9)	0.0009
	1%	-3.503	
	5%	-2.893	
	10%	-2.583	

sıralama doğrultusunda bulanık modellemenin her bir adımı ele alınarak incelenmiştir. İlk olarak, bulanık kümeleme analizi yapılmıştır.

Bulanık kümeleme sonucunda veriler Şekil 1 'de görüldüğü gibi 4 gruba ayrılmışlardır. Bulanık kümelemeye ilişkin tüm işlemler Matlab üzerinde gerçekleştirilmiştir.

Verilerin kümelere ayrılmasında (5) numaralı amaç fonksiyonunun iteratif olarak minimize edil-

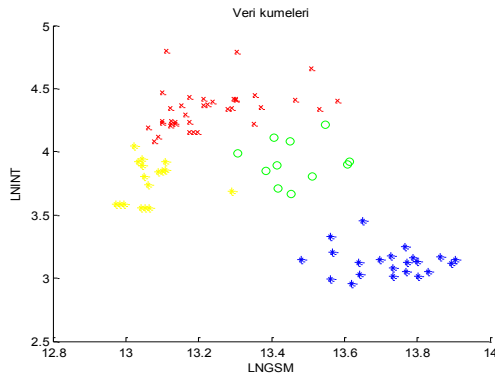
meye çalışıldığından bahsedilmiştir. İterasyon boyunca bu amaç fonksiyonunun minimize edilmesine ait görsellik Şekil 2 'de sunulmuştur.

Verilerin dört kümeye ayrılmasının ardından her kümeye regresyon analizi uygulanmıştır. Sonuçlar ve yorumları aşağıdaki tablolarda verilmiştir.

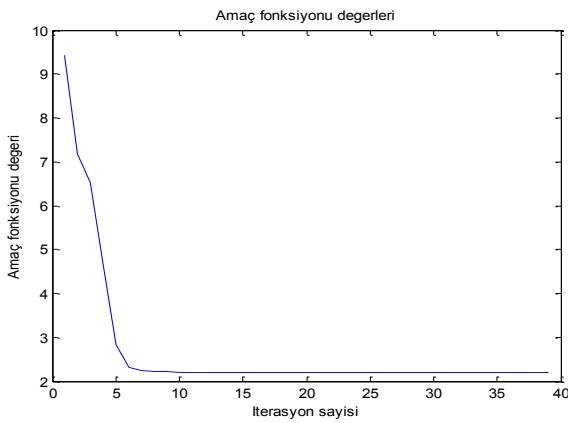
1988:4 yukarıdaki dönemlere dahil değildir. Her iki katsayının istatistiksel olarak anlamlı ve işaret yönünden beklentileri karşıladığı görülmektedir. Bu

Tablo 4: Hata Düzeltme Modeli

Değişkenler	Katsayılar	Standart hatalar	t-İstatistikleri	Olasılıklar
d(lnGSMH)	-0.002538	0.104362	-0.024319	0.9807
d(lnINT)	0.022473	0.056368	0.398691	0.6911
Hata(-1)	-0.136386	0.045572	-2.992723	0.0036
sabit	0.018073	0.009095	1.987146	0.0501
R-kare	0.106792	Diagnostik Test Sonuçları		
Düzeltilmiş R-kare	0.075992	Ki-kare(prob)		
		Breusch-Godfrey LM		
Modelin standart hatası	0.086193	Testi		0.576
Hata kareler toplamı	0.646346	Ramsey Reset Testi		0.215
		Değişen Varyans Testi:		
		ARCH		0.821



Şekil 1: LNGSMH ile LNINT Serilerine İlişkin Veri Kümelerinin Serpme Diyagramı



Şekil 2: İterasyon Boyunca (5) No'lu Amaç Fonksiyonu Değerinin Minimimize Edilmesi

sonuçlara göre, para talebinin gelir esnekliği para talebinin faiz esnekliğine göre daha yüksek olduğundan para piyasasında para arzı ile para talebinin eşit olduğu alternatif faiz oranı-millî gelir düzeyi noktalarının birleştirilmesi ile elde edilen LM eğrisinin daha dik bir yapıya sahip olduğunu söyleyebiliriz. Bu durum maliye politikasının etkisinin az olduğu yani paranın sadece işlem amaçlı talep edildiği durumu belirtmektedir. Bu doğrultuda, genişleyici maliye politikalarının uygulanması gelirden çok fazla bir etki

yaratmayacaktır.

Sonuçlara göre, faiz değişkeninin katsayısı beklentiler yönünde bulunmuştur. Ancak istatistiksel olarak bu katsayının anlamsız olduğu görülmektedir. Gelir katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ve beklentiler yönündedir. Bu durumda da belirtilen dönemler itibarıyla LM eğrisinin daha dik bir yapı gösterdiği görülmektedir.

Ancak yukarıdaki dönemlere; 2000:1, 2000:4, 2001:1, 2001:2 dahil değildir. Bu dönemler arasında katsayıların istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Bu sonuç, Türkiye'de o yıllar itibarıyla para talebindeki değişkenliğin fazla olması ile açıklanabilir.

Her iki katsayının istatistiksel olarak anlamlı ve işaret yönünden beklentileri karşıladığı görülmektedir. Bu sonuçlara göre para talebinin gelir esnekliği daha yüksek olduğu için bulunan sonuç, belirtilen dönemlerde LM eğrisinin daha dik bir yapı gösterdiği şeklinde yorumlanabilmektedir. Yüksek gelir düzeylerinde LM eğrisinin daha dik bir yapı gösterdiği görülmektedir. Bu durumda, yüksek gelir düzeylerinde iş görme güdüsüyle atıl pata depolarından daha fazla para talep edilecektir.

Son olarak ise Engle-Granger ve bulanık modelden elde edilen y tahmin değerlerinin gerçek değerlerle grafiği sırasıyla Şekil3 ve Şekil4 'te verilmiştir. Şekil4 'teki nihai tahmin değerleri, her kümede elde edilen tahmin değerlerine karşılık gelen girdi noktalarının diğer kümelerle olan üyelik dereceleriyle ağırlıklandırılarak ortalamasının alınmasıyla bulunmuştur.

Şekillerin incelenmesiyle çıkarılacak sonuç, hangi yöntemin diğerine üstün olduğundan öte bulanık modelin performansının klasik ekonometrik yöntemin performansıyla karşılaştırılabilir olduğudur. Dolayısıyla bulanık model en azından alternatif bir yöntem olma özelliği taşımaktadır.

Tablo 5: 1. Küme İçin Regresyon Sonuçları (Kapsadığı Dönem Aralığı: 1986:1-1990:4 ve 2000:1)

Model	Standardize Edilmemiş Katsayılar		Standardize Edilmiş Katsayılar	t	Olasılık Değerleri
	Katsayılar	Standart Hatalar	Beta		
Sabit	-8,386	3,613		-2,321	,033
LNGSMH	1,121	,280	,647	4,000	,001
LNINT	-,360	,115	-,507	-3,133	,006

Not: Standardize edilmiş beta katsayıları, eğer değişkenlerimiz standardize edilip ve ardından regresyon analizi yapılmış olsaydı elde edilecek katsayı değerlerini göstermektedir.

Tablo 6: 2. Küme İçin Regresyon Sonuçları(Kapsadığı Dönem Aralığı: 1991:1-1999:3 ve 2000:4-2001:2)

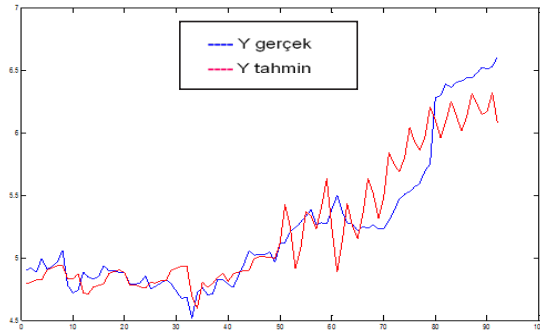
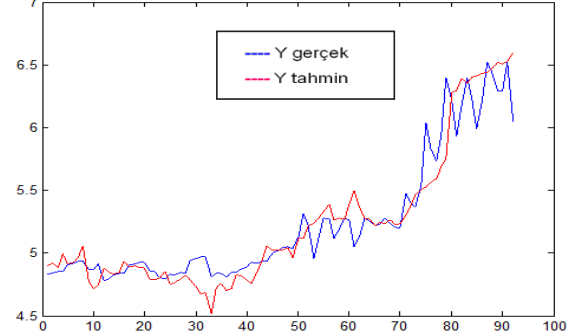
Model	Standardize Edilmemiş Katsayılar		Standardize Edilmiş Katsayılar	t	Olasılık Değerleri
	Katsayılar	Standart Hatalar	Beta		
Sabit	-13,063	2,394		-5,456	,000
LNGSMH	1,286	,195	,722	6,585	,000
LNINT	,226	,159	,156	1,419	,164

Tablo 7: 3. Küme İçin Regresyon Sonuçları(Kapsadığı Dönem Aralığı: 1999:4-2003:2)

Model	Standardize Edilmemiş Katsayılar		Standardize Edilmiş Katsayılar	t	Olasılık Değerleri
	Katsayılar	Standart Hatalar	Beta		
Sabit	4,168	2,065		2,019	,078
LNGSMH	,051	,153	,107	,332	,748
LNINT	,105	,087	,391	1,212	,260

Tablo 8: 4. Küme İçin Regresyon Sonuçları(Kapsadığı Dönem Aralığı: 2003:3-2008:4)

Model	Standardize Edilmemiş Katsayılar		Standardize Edilmiş Katsayılar	t	Olasılık Değerleri
	Katsayılar	Standart Hatalar	Beta		
Sabit	-30,082	8,387		-3,587	,002
LNGSMH	2,879	,581	,711	4,958	,000
LNINT	-1,068	,591	-.259	-1,807	,087

**Şekil 3:** Ekonometrik Model ile Yapılan Tahmin**Şekil 4:** Bulanık Modelleme ile Yapılan Tahmin

4. SONUÇ

Günümüzde ekonometrik analiz kapsamında yapılan çoğu araştırmada kullanılan çeşitli ekonometrik modelleme yöntemlerinin kendi içerisinde birbirine alternatif olarak karşılaştırıldığı görülmektedir. Yapılan bu karşılaştırmalar bazı açılardan birbirine üs-

tünlük sağlasa da ele aldıkları fonksiyonel ilişkinin benzer yapıda olmasından dolayı birbirlerine alternatif model oluşturmada yetersiz kalmaktadırlar. Bu nedenle araştırmacıların farklı bakış açıları kazanmasını sağlayan ve farklı yapısal ilişkileri ele alarak ekonometrik modelleme tekniğine alternatif bir yaklaşım sunan, özellikle son yıllarda hızla gelişen bulanık

modelleme teknikleri giderek artan bir popülarite kazanmaktadır.

Bu çalışmanın amacı ekonometrik modelleme tekniklerinden olan Engle-Granger eşbütünleşme testine karşılık alternatif bir yaklaşım ortaya koymaktır. Bu doğrultuda ele alınan bulanık modelleme tekniklerinden bulanık c-ortalama tabanlı Takagi-Sugeno yaklaşımının Engle-Granger yöntemine alternatif bir yaklaşım olarak ele alınabileceği belirlenmiştir. Her iki modelin tahminleme gücüne baktığımızda

iki modelinde birbirine karşın üstünlüğünün göreceli olduğu ancak bulanık modelleme tekniğinde farklı yapısal ilişkilerinde ele alınmasının Engle-Granger eşbütünleşme testine göre bir avantaj sağladığı görülmektedir. Bu nedenle yapılan çalışmalarda elde edilen model katsayılarının yorumlanmasında diğer eşbütünleşme testlerine göre farklı fonksiyonel biçimleri dikkate alarak modelleme yapma imkânı sağlayan bulanık tekniklerin, klasik ekonometrik modelleme tekniklerine göre tercih edilebilir bir yaklaşım olarak seçilmesinin uygun olacağı belirlenmiştir.

KAYNAKLAR

- Achsani, N.A., Holtemöller, O. ve Sofyan, H. (2005) "Econometric and Fuzzy Modelling of Indonesian Money Demand" Cizek, P. Hardle, W. ve Weron, R. (eds) *Statistical Tools in Finance and Insurance, Berlin, Germany, Springer*.
- Akay, H.K. ve Nargeleçekenler, M. (2008) "Uzun Dönem Para Talebi ve Reel Hisse Senedi Fiyatları: Türkiye Örneği" *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 45(518):31-41.
- Akçağlayan, A. ve Dönmez, F. (2006) "How Stable is the Money Demand Function in Turkey" *Working Paper Series*, 7(2):7-18.
- Altıntaş, H. (2008) "Türkiye'de Para Talebinin İstikrarı ve Sınır Testi Yaklaşımıyla Öngörülmesi: 1985-2006" *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30: 15-46.
- Bezdek, J.C. ve Pal, S. K. (1992) *Fuzzy Models for Pattern Recognition*, New York, IEEE Press,
- Deckle, R ve Pradhan, M. (1999) "Financial Liberalization and Money Demand in the ASEAN Countries" *International Journal of Finance and Economics*, 4: 205-215.
- Draeseke R. ve Giles D. E. A. (2000) "A Fuzzy Logic Approach To Modelling The New Zealand Underground Economy" *Mathematics and Computers in Simulation*, 59(1-3):115-123.
- Giles, D.E.A. ve Draeseke, R. (2001) "Econometric Modelling Using Pattern Recognition via the Fuzzy c-Means Algorithm" Giles, D.E.A. (eds.) *Computer-Aided Econometrics*, New York, Marcel Dekker.
- Josef A. M. (1992) "Neural Market Structure Analysis: Novel Topology-Sensitive Methodology" *European Journal of Marketing*, 35(7/8):894-914.
- Koçar, C. İ. (1995) "Cointegration Test for Money Demand: The Case for Turkey and Israel" Central Bank of the Republic of Turkey Research Department, Discussion Paper No.9514.
- Lindström T. (1998) "A Fuzzy Design of The Willingness to Invest in Sweden" *Journal of Economic Behavior & Organization*, 36:1-17.
- Mucha, H.J. and Sofyan, H. (2000) "Cluster Analysis" Hardle, W., Klinke, S. ve Hlavka, Z. (eds.) *XploRe Application Guide*, Heidelberg, Springer.
- Oskooee, M.B. ve Chomsisengphet, S. (2002) "Stability Of M2 Money Demand Function in Industrial Countries" *Applied Economics*, 34: 2075-2083.
- Oskooee, M.B. ve Shin, S. (2002) "Stability of Demand for Money in Korea" *International Economic Journal*, 16(2):85-95.
- Özdemir, K.A. ve Turner, P. (2004) "The Demand for Base Money in Turkey: Implications for Inflation and Seigniorage" CBRT Research Department Working Paper No. 04/12.
- Price, S. ve Insukindro (1994) "The Demand for Indonesian Narrow Money: Long-run Equilibrium, Error Correction and Forward-looking Behaviour" *The Journal of International Trade and Economic Development*, 3(2): 147-163.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2007) "Finansal Faktörlerin Reel Para Talebi Üzerindeki Rolü: Türkiye Örneği" *Balikesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 10(18):45-61.
- Shepherd, D. ve Shi, F.K.C. (1998) "Economic Modelling With Fuzzy Logic", CEFES '98, Society for Computational Economics, June 29-July 1, Cambridge. U.K.
- Takagi, T. ve Sugeno, M. (1985) "Fuzzy Identification of Systems And Its Application to Modeling and Control" *IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics*, 15(1):116-132.
- Wolkenhauer, O. (2001) *Data Engineering: Fuzzy Mathematics in System Theory and Data Analysis*, New York, Wiley.
- Zadeh, L.A.(1987) *Fuzzy Sets and Applications: Selected Papers*, New York, Wiley.

EKLER

Ek 1: Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	lnM2	lnGSMH	lnINT
Ortalama	5.234781	13.33681	3.869100
Medyan	5.034264	13.28558	3.923555
Maksimum	6.603379	13.90526	4.801395
Minimum	4.515702	12.97365	2.960105
Standart sapma	0.553875	0.267156	0.500639
Çarpıklık	1.269578	0.540596	-0.359902
Basıklık	3.493058	2.003694	1.936546
Gözlem Sayısı	92	92	92

Ek 2: Hata Düzeltme Modeline İlişkin Katsayıların İstikrarlık Testi

