

TÜRKİYE'DE PARA ARZI İLE ENFLASYON ARASINDAKİ İLİŞKİNİN PARAMETRİK OLMAYAN REGRESYON ANALİZİ İLE İNCELENMESİ

Gaye KARPAT ÇATALBAŞ*

Öz:

Para arzı ile enflasyon arasında var olduğu bilinen ilişkinin nedenselliğine yönelik olarak birçok yaklaşım bulunmaktadır. Klasik, Keynesyen, Parasalci ve Yapısalcı yaklaşımlar bunlar arasında ön plana çıkan ve çoğunlukla kabul gören yaklaşımlardır. Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki enflasyonun parasalci (monetarist) önlemlerle ortadan kaldırılamadığı gerekçesiyle parasalci yaklaşıma tepki olarak yapısalci yaklaşım ortaya çıkmıştır. Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin ekonomik özellikleri ve sorunları gelişmiş ülkelere farklılık gösterdiği için gelişmiş ülkelere göre kurulan modeller, yaklaşımlar gelişmekte olan ülkeler için geçerli olmayacaktır. Bu çalışmada, Türkiye'deki para arzı (M2) ve enflasyon (TUFİ) arasındaki ilişki, yapısalci yaklaşıma dayandırılarak parametrik olmayan regresyon tekniğiyle tahmin edilmiştir. Bu amaçla, araştırma dönemi olarak 1999.1 – 2006.3 alınmış ve para arzı ve enflasyona ait 3'er aylık veriler kullanılmıştır. Analiz sonucunda, 1999.1 ile 2006.3 dönemi için genellikle TUFİ'ye ait katsayı tahminlerinin pozitif çıkmıştır. Bu ise TUFİ'nin artması sonucunda para arzı M2'nin de arttığını göstermektedir. Ancak 1999.4, 2000.1, 2001.2 ve 2001.3 dönemlerinde TUFİ değerleri için elde edilen katsayı tahminleri negatif bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Para arzı, enflasyon, parametrik olmayan tahmin yöntemi

THE RESEARCH OF THE RELATIONSHIP BETWEEN MONEY SUPPLY AND INFLATION IN TURKEY BY NONPARAMETRIC REGRESSION ANALYSIS

Abstract:

There are lots of approaches relating to causality between money supply and

* Dr., Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, gkarpat@ogu.edu.tr

inflation which's existent is known. Classic, Keynesian, Monetarist and Structuralist approaches are the approaches which mostly accepted and attract attention among these. The structuralist approach is come out because the monetarist precautions could not remove the inflation in less developed and developing countries. Because of the difference of the problems and economic properties of less developed and developing countries between developed countries, models that are formed for them will not be valid for emergent countries. In this study, the relation between money supply (M2) and inflation (CPI) is estimated by non-parametric regression technique based on structuralist approach. For this purpose, 1999.1-2006.3 period is taken as research period and quarterly data of money supply and inflation are used. At the final of the analysis, parameter estimations of CPI are found positive in general fort he period of 1999.1-2006.3. This shows that money supply M2 increases as a result of increasing in CPI. But parameter estimations obtained for CPI values in 1999.4, 2000.1, 2001.2, 2001.3 periods are found negative.

Keywords: Money supply, inflation, nonparametric estimation techniques

GİRİŞ

Para arzı ile enflasyon arasında var olduğu bilinen ilişkinin nedenselliğine yönelik olarak birçok yaklaşım bulunmaktadır.

19. yüzyıl ortalarında başlayan ve günümüzde de halen etkisini gösteren enflasyon, sadece az gelişmiş ya da gelişmekte olan ülkelerin değil gelişmiş ülkelerin de önemli bir sorunudur.

Ülkemizde, ekonomik istikrarın sağlanmasında önemli bir role sahip enflasyon sorunu ile mücadelede farklı dönemlerde çeşitli para ve maliye politikaları denenmiştir. Dünya ülkelerinde olduğu gibi Türkiye’de de para politikası olarak 3 farklı çapa uygulaması denenmiştir. Bunlar, para, döviz kuru ve enflasyon çapalarıdır. 1990’ların başında para arzı çapası ve 1994 istikrar programı ile döviz kuru çapası denenmiş fakat başarılı olunamamıştır. 2000 yılı başında ise tekrar döviz kuru çapası denenmiş ancak bu uygulama ile yine başarı sağlanamamış ve yılın sonunda krizle sona ermiştir. Uygulanan bu çapaların başarısızlıkla sona ermesi nedeniyle para politikası olarak herhangi bir çapa benimsenmemiş, 2001 yılı Mart ayına kadar çapasız kalınmıştır. Ancak bu uygulama da piyasalarda tedirginlik yarattığından dolayı, 2002 yılında, para politikası olarak daha önce hiç denenmeyen enflasyon çapası uygulamasına geçilmiştir.

Para arzı ile enflasyon arasında var olduğu bilinen ilişkinin nedenselliğine yönelik olarak birçok yaklaşım bulunmaktadır. Klasik, Keynesyen, Paracı ve Yapısalcı yaklaşımlar bunlar arasında ön plana çıkan ve çoğunlukla kabul gören yaklaşımlardır. Bu yaklaşımlara ilişkin olarak detaylı bilgiye, çalışma konusuyla doğrudan ilintili olmaması nedeniyle burada yer verilmemiştir. Ancak, çalışmada kullanılan veriler “gelişmekte olan ülkeler” sınıfında yer alan ülkemizin makro ekonomik

göstergelerinden derlenmiş veriler olduğundan, bu noktada ön plana çıkan yapısalci yaklaşımın görüşleri hakkında kısa bilgi vermek uygun olacaktır.

Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki enflasyonun monetarist (parasalcı) önlemlerle ortadan kaldırılamadığı gerekçesiyle monetarist yaklaşıma tepki olarak yapısalci yaklaşım ortaya çıkmıştır. Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin ekonomik özellikleri ve sorunları gelişmiş ülkelere farklılık gösterdiği için gelişmiş ülkelere göre kurulan modeller, yaklaşımlar gelişmekte olan ülkeler için geçerli olmayacaktır.

Klasik miktar teorisine göre enflasyon, para arzındaki dışsal değişimlerden kaynaklanmaktadır. Yapısalci yaklaşımda ise özellikle de az gelişmiş ülkelerde tarım ve uluslar arası işlemlerde kurumsal rijitlere sahip ekonomilerde ekonomik büyümede ortaya çıkan baskıların enflasyona neden olduğu savunulmaktadır. Parasal ve mali otoriteler, işsizlik ya da tüketim ve yatırımdaki aksaklıklarla karşılaşmak yerine enflasyonist baskıları kabul edip para arzını arttırma yoluna gitmektedirler. Az gelişmiş mali piyasalar ve zayıf bir şekilde bağımsız işleyen bir merkez bankası, para arzını arttırabilir. Dolayısıyla, yapısalci yaklaşıma göre para arzı genişlemesi yapısal enflasyonun bir sonucudur (Pinga ve Nelson, 2001:1271).

Enflasyonun nedenlerini ekonomik ve toplumsal yapıya bağlayan yapısalci görüşler, ekonomik büyüme sürecinde, piyasadaki aksaklıkların arz-talep dengesizliklerine ve fiyat artışlarına yol açtığını vurgulamaktadırlar (Kepenek ve Yentürk, 2005:573).

Yapısalci görüşü savunanların iktisadi tartışmalarda önem verdikleri konu enflasyondan çok iktisadi kalkınmadır. Bu yüzden parasal yaklaşım eski yapısalcılar tarafından da büyük eleştirilere maruz kalmıştır. Bu yaklaşımı savunanlara göre enflasyonun nedeni parasal nedenler değildir. Örneğin, tarımsal üretimde arz esnekliğinin düşük olması, ihracatın arttırılması, ithalat kapasitesinin düşük ve istikrarsız olması, vergi sisteminin zayıflığı gibi çeşitli nedenlerden dolayı parasal genişleme enflasyonun sebebi değil sonucudur (Kılıçkırın, 1991:17). Dolayısıyla yapısalci görüşe göre az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerdeki parasal genişlemenin, parasal büyüklüklerin enflasyonist baskılara uyum göstermesinin sonucunda, enflasyondan para arzına doğru bir nedensellik söz konusudur. Yapısalci yaklaşıma göre enflasyon olgusu, az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde daha çok ekonominin yapısal özelliklerine dayanılarak açıklanmaktadır. Bu yaklaşımın temeli, paracı yaklaşımın reçetelerinin uygulanmasına rağmen gelişmekte olan ülkelerin uzun dönem enflasyonlarının kontrol altına alınamayışına ilişkin gözlemlere dayanmaktadır (Işığçok,1994:118).

Yukarıda da ifade edildiği üzere halen gelişmekte olan ülkeler sınıfında yer alan ülkemizde de benzer sorunlar yaşanmakta, büyüme ve kalkınma çabalarına verilen öneme rağmen enflasyonun kontrol altında tutulmasında güçlükler yaşanmaktadır. Sığ piyasalar, kırılğan ve dışa bağımlı ekonomi, tam anlamıyla sağlanamayan siyasi istikrar gibi yapısal nedenlerden dolayı karar organlarının kontrolü altında olan politika araçları

sınırlı düzeyde kalmakta ve etkin kullanılamamaktadır. Gelir dağılımları ve makro dengeleri sağlıklı olmayan bu tür ülkelerde sınırlı düzeyde ve yeterince etkin uygulanamayan politikalar enflasyonist ortamın devam etmesine neden olmaktadır.

Az gelişmiş ülkelerde enflasyona karşı monetarist önlemler alınmasına karşın, bazı ülkelerde bu konuda başarılı olunamaması monetarizm üzerinde bazı eleştirileri gündeme getirmiştir. Sadece para arzındaki artışlarla enflasyon olgusunun açıklanamayacağını ve çözümün de sadece ekonomideki gelişmelerle paralel bir para arzı büyümesi olmadığını savunan bazı iktisatçılar monetarizme bir tepki olarak “yapısalcı” adını verdikleri bir görüşü gündeme getirmişlerdir. Öncülüğünü Latin Amerikalı iktisatçıların yaptığı yapısalcı yaklaşım, enflasyonun nedenlerini ekonominin daha çok temelindeki yapısal bozukluk ve darboğazlarda aramak gerektiğini, bu yapısal bozukluk ve darboğazlar giderilmedikçe, enflasyon sorununun çözümlenemeyeceğini iddia etmektedir. Yapısalcılara göre az gelişmiş ekonomilerin sahip olduğu başlıca yapısal bozukluk ve darboğazlar şunlardır (Aktan, 2006)

- Tarımsal Ürünler Arzının Yeterince Esnek Olmaması
- Dış Ticaret Dengesinin Sürekli Açık Vermesi
- Ekonomik Kurumların Yetersizliği

Kurumsal düzeyde gelişmekte olan ekonomilerde enflasyonun nedenleri, genellikle parasalcı (monetarist) ve yapısalcı yaklaşıma dayandırılmaktadır. Parasal gelişmelerin etkisi yadsınmamakla birlikte genel bir yaklaşım olarak Türkiye’deki enflasyonun yapısalcı yaklaşımla açıklanabileceği söylenebilir (Kepenek ve Yentürk, 2005:573).

Yapısalcı yaklaşım, gelişmekte olan ülkelerdeki parasal genişlemenin, parasal büyüklüklerin enflasyonist baskılara uyum göstermesinin bir sonucu olduğunu öne sürmektedir. Buna göre de iki değişken arasında, enflasyondan para arzına doğru bir nedensellik söz konusudur.

Nedenselliğin enflasyondan para arzına doğru olduğuna ilişkin literatürdeki çalışmalara bakıldığında, Pinga ve Nelson (2001), 1980-1989 döneminde 26 ülke için M2 tanımıyla para arzını ve TUFİ’yi kullanarak yapmış oldukları çalışmalarında bazı ülkelerde yapısalcı yaklaşımın geçerli olduğunu başka bir deyişle enflasyondan para arzına doğru tek yönlü nedenselliğin bulunduğunu ortaya çıkarmışlardır. Vymyatnina (2006), ise Rusya’da 1995-2004 döneminde TUFİ’den para arzı M2’ye doğru bir Granger nedensellik olduğu sonucuna varmıştır. Güvel (1998) çalışmasında ise yaptığı Granger nedensellik testi sonucunda yine TUFİ’den para arzına doğru tek yönlü nedenselliğin bulunduğunu ortaya çıkarmıştır. Ayaydın (1993) ise “Para Arzı-Enflasyon İlişkisi” adlı çalışmasında dar para arzı (M1) ile fiyatlar arasında parasal genişlemenin enflasyona doğru tek yönlü bir ilişkinin (M1’deki artışın enflasyonu artırması), geniş para arzı (M2, M3) ile fiyatlar arasında ise çift yönlü bir ilişkinin (M2 ve M3’deki artış enflasyonu artırırken, enflasyondaki artışın da M2 ve M3’ün

artmasına yol açması) olduğu belirlenmiştir (Aktaran: Dileyici ve Özkıvrak, 2000:7). Kutucu (2004)’nun 1981:1-2003:12 dönemi için yapmış olduğu çalışması da yapısalci yaklaşımı destekler niteliktedir.

Türkiye’deki enflasyonun nedenleri ve çözüm yolları da sürekli olarak gündemde kalmaya devam etmektedir. Emisyon hacmindeki artış dolayısıyla para arzındaki artış, faiz oranları ve döviz kurlarındaki yükselme, fiyatlar genel seviyesindeki yükselmenin temel faktörleri arasında gösterilmektedir. Bu nedenle enflasyonla maliyet yönünden mücadelede döviz kurları ve faiz oranlarının düşük tutulması, enflasyonla talep yönünden mücadelede ise para arzının azaltılması ile ilgili politika önerileri getirilmektedir. Ancak fiyatlar genel seviyesindeki yükselme, döviz kurlarındaki yükselmenin ya da artan nominal bütçe açıkları yolu ile para arzındaki ve faiz oranlarındaki artışın da bir sebebi olarak gösterilebilmektedir. Bu nedenle, Türkiye hem bütçe hem de ödemeler dengesi açığı veren bir ülke olduğundan, enflasyonun doğrudan para arzında meydana gelen artışlar sonucunda değil bütçe açıklarından dolayı da ortaya çıktığını söylemek de mümkündür.

D) PARAMETRİK OLMAYAN ÇEKİRDEK (KERNEL) TAHMİN YÖNTEMİ

Regresyon analizinde bağımlı değişken ile bağımsız değişken(ler) arasındaki ilişki

$$y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \text{ ve } x_t = (X_{t1}, \dots, X_{tq}) \text{ olmak üzere}$$

$$y_t = m(x_t) + u_t \quad (1)$$

ile verilir. Burada bilinmeyen regresyon fonksiyonu, $m(x_t) = E(y_t | x_t)$ ve u_t ise hata terimidir. Bilinmeyen regresyon fonksiyonu $m(x_t)$ 'in tahmininde parametrik ve parametrik olmayan olmak üzere iki yaklaşım kullanılır. Parametrik yaklaşımda $m(x_t)$, parametrik bir regresyon sınıfından doğru şekilde belirlenmiş ise en çok bilinen KEKK ile tahmin edilir. Ancak regresyon fonksiyonu $m(x_t)$ 'in fonksiyonel şekli hakkında herhangi bir önsel bilgi mevcut değilse, bu fonksiyonel ilişkiye ait herhangi bir varsayım yapılmaksızın parametrik olmayan tahmin yöntemleri ile tahmin edilebilir. Bu yöntemlerden en çok kullanılan çekirdek tahminine dayalı olarak yürütülen yerel doğrusal (YD) çekirdek tahmin yöntemidir. Yerel doğrusal regresyon, parametrik olmayan regresyonda çekirdeğe (kernele) dayalı diğer tekniklere göre çeşitli avantajlara sahiptir. Regresyon fonksiyonu $m(x)$ 'in iki sürekli türeve sahip olduğu ve çekirdek K gibi simetrik olasılık yoğunluk fonksiyonu kullandığı varsayılmaktadır (Jones, 1997:1171).

(1)'deki verilen bir x noktasında bilinmeyen regresyon fonksiyonu $m(x)$ 'in tahmini $\hat{m}(x; p, h)$,

$$\beta_0 + \beta_1(x_i - x) + \dots + \beta_p(x_i - x)^p \quad (2)$$

şeklinde verilen polinom fonksiyonunun $K_h(x_i - x)$ çekirdek ağırlıklarını kullanmak suretiyle ağırlıklı en küçük kareler tahmin yöntemiyle elde edilir.

Bu yaklaşımda amaç,

$$\sum_{i=1}^n [Y_i - \beta_0 - \dots - \beta_p(x_i - x)^p]^2 K_h(x_i - x) \quad (3)$$

ile verilen fonksiyonu minimum yapmaktır. Burada p , polinom derecesini göstermektedir.

Yerel doğrusal regresyon tekniği, herhangi bir x noktasının yakın komşuluğunda küçük dereceli polinom fonksiyon yardımıyla düzgün bir fonksiyon $m(x)$ 'in tahmin edilmesi esasına dayanmaktadır. YD tahmini ile elde edilen katsayılar $\tilde{\beta}_{YD}$ ile gösterilmiştir.

$\tilde{\beta} = (\tilde{\beta}_0, \dots, \tilde{\beta}_p)^T$ olmak üzere (3)'de $\tilde{\beta}$ 'ya göre türevi alınıp sıfıra eşitlendiğinde,

$$\tilde{\beta} = (X_x^T W_x X_x)^{-1} X_x^T W_x Y \quad (4)$$

ile $\tilde{\beta}$ tahminleri elde edilir. Burada W_x , çekirdek ağırlıklarının oluşturduğu $n \times n$ boyutlu köşegen matrisi olup,

$$W_x = \text{köşegen}\{K_h(x_1 - x), \dots, K_h(x_n - x)\}$$

ile verilir.

$m(x)$ 'in tahmin edicisi ise aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\hat{m}(x; p, h) = e_1^T (X_x^T W_x X_x)^{-1} X_x^T W_x Y \quad (5)$$

Burada e_1 , $(p+1) \times 1$ boyutlu bir vektördür. K , çekirdek fonksiyonunu ve h bant genişliğini göstermek üzere (3)'de polinom derecesi $p = 0$ alındığında $m(x)$ 'in Nadaraya-Watson tahmin edicisi elde edilir ki;

$$\hat{m}(x;0, h) = \frac{\sum_{i=1}^n K_h(x_i - x)Y_i}{\sum_{i=1}^n K_h(x_i - x)} \quad (6)$$

ile ifade edilir. $p = 1$ olması durumunda ise $m(x)$ 'in yerel doğrusal (YD) tahmin edicisi elde edilir ki;

$$\hat{m}(x;1, h) = n^{-1} \sum \frac{[\hat{s}_2(x;h) - \hat{s}_1(x;h)(x_i - x)]K_h(x_i - x)Y_i}{\hat{s}_2(x;h)\hat{s}_0(x;h) - \hat{s}_1(x;h)^2} \quad (7)$$

ile ifade edilir. Burada,

$$\hat{s}_r(x;h) = n^{-1} \sum_{i=1}^n (x_i - x)^r K_h(x_i - x)$$

şeklinde verilir (Wand ve Jones, 1995:118).

Birden fazla açıklayıcı değişkenin olması durumunda ise (5)'den yerel doğrusal $m(x)$ tahmin edicisi,

$$\hat{m}(x;1,) = e_1^T \left(\begin{matrix} \mathbf{H} & \mathbf{X}_T^T \mathbf{W} \mathbf{X} \\ \mathbf{x} & \mathbf{x} \end{matrix} \right)^{-1} \begin{matrix} \mathbf{X}_T^T \mathbf{W} \mathbf{Y} \\ \mathbf{x} \end{matrix}$$

ile elde edilir (Wand ve Jones, 1995:140).

Bilinmeyen regresyon fonksiyonu $m(x)$ 'in parametrik olmayan tahmin yönteminde çekirdek fonksiyonu K ve bant genişliği h 'nin seçimi önemli konulardır. Bir bakıma keyfi olarak seçilen çekirdek fonksiyonlarının seçimi bant genişliği seçimine göre daha az önem taşımaktadır. Çünkü bant genişliğinin seçimi tahmin sonuçlarını önemli derecede etkilemektedir. Literatürde çeşitli çekirdek (guassian, epanechnikov, triangular, vs) fonksiyonları ve bant genişliği h 'nin seçimi konusunda (en küçük kareler çapraz geçerlilik, plug-in, vs.) çok sayıda yöntemler mevcuttur. Ancak bant genişliğinin seçimi konusunda herkes tarafından kabul edilmiş bir yöntem mevcut değildir (Ayrıntılı bilgi için bkz. Hardle (1991), Wand ve Jones (1993), Pagan ve Ullah (1999), Takezawa (2006)).

Parametrik olmayan yaklaşım, bilinmeyen regresyon fonksiyonu $m(x)$ 'in fonksiyonel şekline ait herhangi bir önsel varsayımın yapılmasına gerek duymamasının yanında her bir örnek dönemi için nokta tahminlerin elde edilmesine olanak sağlamaktadır (Mahmud vd., 2004:231). Söz edilen avantajlarından dolayı Para arzı ile Enflasyon arasındaki ilişki, parametrik olmayan regresyon analizi ile tahmin edilmiştir.

II) PARA ARZI VE ENFLASYON ARASINDAKİ İLİŞKİNİN TAHMİN EDİLMESİ

Yukarıda verilen açıklamalardan hareketle yapısalcı yaklaşım çerçevesinde çalışmanın bu bölümünde, var olan enflasyonist ortamda Türkiye’de 1999.1 – 2006.3 dönemi için para arzı (M2) ile enflasyon (TÜFE) arasındaki ilişki parametrik olmayan kernel tahmin tekniği ile incelenmiştir.

Bu kapsamda;

- bağımlı değişken, M2 tanımıyla Para arzı (Bin YTL),
- bağımsız değişken, TÜFE (1987=100)

alınmıştır. Para arzı değişkeni, GSYİH deflatörü kullanılarak reel hale getirilmiştir. Değişkenlere ait veriler 3 aylık dönemler halinde T.C. Merkez Bankasının www.tcmb.gov.tr internet sayfasından alınmış ve analizde e tabanına göre logaritmaları alınarak kullanılmıştır. Gösterim kalabalığına neden olmamak için logaritmik alınan değişken isimleri “LnM2” ve “LnTUFEE” yerine sırasıyla M2 ve TUFEE olarak alınmıştır. Çalışmada kullanılan veriler Tablo : 3 de verilmiştir.

M2 ile TUFEE arasındaki genel ilişki,

$$M2_i = m(TUFEE_i) + \varepsilon_i$$

ile gösterilir. Burada amaç bilinmeyen regresyon fonksiyonu $m(TUFEE)$ ‘yi yerel doğrusal (YD) kernel tahmin tekniği ile tahmin etmektir.

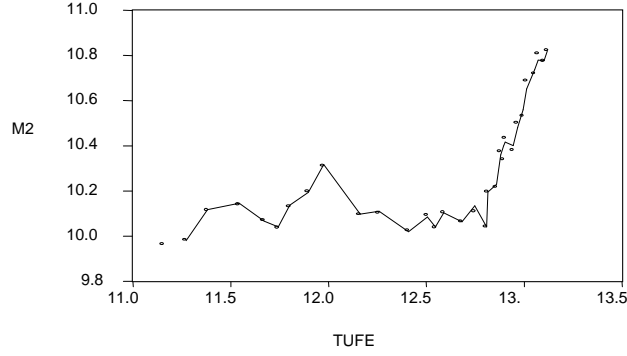
M2 ile TUFEE arasındaki ilişkinin parametrik olmayan teknikte tahmin edilmesinde öncelikle bant genişliği ya da diğer adıyla düzleştirme parametresi ile kernel K fonksiyonunun belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla tezde yer alan bant genişliği seçim teknikleri ve kernel K fonksiyonları denenmiştir. Bir bakıma keyfi olarak da seçilebilen kernel fonksiyonu K, elde edilen tahminleri bant genişliği kadar çok etkilememektedir. Bu yüzden de uygulamada kernel fonksiyonu olarak en çok kullanılan kernel fonksiyonu olan normal (gaussian) kernel fonksiyonu alınmıştır. Ancak bant genişliğinin seçimi tahminlerin güvenilirliği açısından önemli olduğundan daha önceden belirtilen bant genişliği seçim teknikleriyle belirlenmesi gerekir. Bant genişliğinin seçiminde Racine (1999) tarafından geliştirilen Beta programı kullanılmıştır. Buna göre en küçük kareler çapraz geçerlilik (EKKÇG) tekniği kullanılarak uygun bant genişliği 0.05 olarak bulunmuştur. Ayrıca, gaussian kernel kullanılarak 0.05’den daha küçük ve daha büyük bant genişlikleri için uyum iyiliği değerleri hesaplanmıştır.

Tablo : 1’deki uyum iyiliği değerleri, bağımlı değişken M2’nin gerçekleşen değerleri ile tahmin edilen $\hat{m}(TUFEE)$ değerleri arasındaki korelasyon katsayısının bir ölçüsüdür, Bu değerlere bakıldığında en yüksek uyum iyiliği değerinin $h = 0.05$ olması durumunda elde edildiği görülmektedir. Ayrıca, aşağıda Tablo : 1’deki bant genişlikleri için tahmin değerleri ile gerçek değerlere ait grafikler verilmiştir.¹

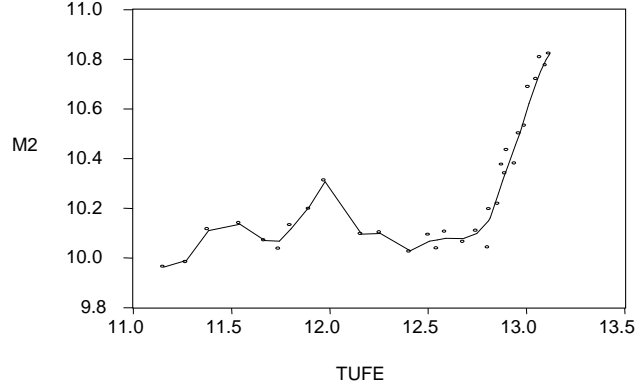
Tablo : 1
YD Tahmin Edicisi İçin EKKÇG Tekniği İle Belirlenmiş Bant Genişliği ve Uyum İyiliği Değerleri²

h	Uyum İyiliği Değerleri
0.001	0.693
0.05	0.979
0.95	0.558

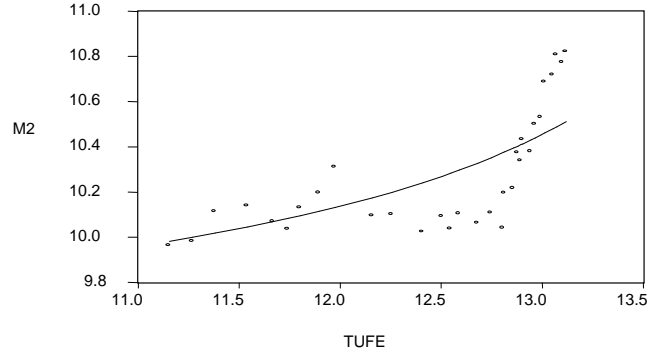
Grafik : 1-3 incelendiğinde EKKÇG tekniği ile belirlenmiş optimal bant genişliği 0.05 olarak alındığında en uygun grafiği verdiği, ayrıca, daha küçük bant genişliğinin daha girintili çıkıntılı (Grafik : 2) ve daha büyük bant genişliğinin daha düz (Grafik : 3) bir görünüm verdiği görülmektedir. Dolayısıyla hem uyum iyiliği değerlerine hem de grafiklere bakıldığında YD tahmin edicisi için uygun bant genişliğinin $h=0.05$ olduğu görülmektedir. Buna göre $h=0.05$ ve kernel fonksiyonu olarak gaussian kernel kullanılarak regresyon fonksiyonunun YD tahmin edicisi ile elde edilen $\hat{m}(TUF E)$ tahminleri ve bu tahminlere ilişkin alt ve üst sınır değerleri Tablo : 2’de verilmiştir.



Grafik : 1
YD Tahmin Edicisi için $h= 0.001$, K: Gaussian Kernel Fonksiyonu



Grafik : 2
YD Tahmin Edicisi için $h= 0.05$, K: Gaussian Kernel Fonksiyonu



Grafik : 3
YD Tahmin Edicisi için $h= 0.95$, K: Gaussian Kernel Fonksiyonu

Her bir TUFU değerinin M2 üzerindeki etkisi ise YD tahmin tekniği ile parametrik olmayan yaklaşımla bulunabilir. Tablo : 3'de ise çalışmada kullanılan veriler ile her bir TUFU değeri için YD tahmin tekniği ile elde edilmiş $\tilde{\beta}$ tahmin değerleri ve standart hataları yer almaktadır. $\tilde{\beta}_1$ tahminlerinin zamana göre grafiği ise Grafik 4'de verilmiştir.

Tablo : 2 ve Tablo : 3'de yer kısımdan dolayı $\hat{m}(TUFU)$, $\hat{m}(\cdot)$ ile gösterilmiştir.

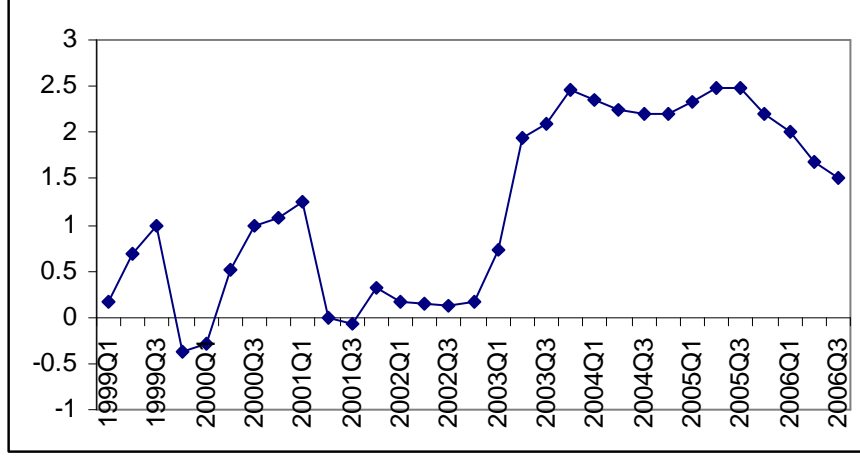
Tablo : 3 ve Grafik : 4’e bakıldığında 1999.1 ile 2006.3 dönemi için genellikle TUFÉ’ye ait $\hat{\beta}_1$ katsayılarının pozitif çıktığı görülmektedir. Bu ise TUFÉ’nin artması sonucunda para arzı M2’nin de arttığını göstermektedir. Ancak bazı dönemlerde TUFÉ değerleri için elde edilen $\hat{\beta}_1$ katsayı tahminleri negatif bulunmuştur. Bu dönemler ise 1999.4, 2000.1, 2001.2 ve 2001.3’dir.

Tablo : 2
YD Tahmin Edicisi İle Elde Edilen $\hat{m}(TUFÉ)$ Değerleri ve Bu Tahminlere İlişkin Alt ve Üst Sınır Değerleri

Yıllar	$\hat{m}(TUFÉ)$	$\sqrt{Var[\hat{m}(\cdot)]}$	$\hat{m}(\cdot) - 1.96\sqrt{Var[\hat{m}(\cdot)]}$	$\hat{m}(\cdot) + 1.96\sqrt{Var[\hat{m}(\cdot)]}$
1999Q1	9.960	0.208	9.554	10.371
1999Q2	9.990	0.030	9.934	10.051
1999Q3	10.110	0.019	10.072	10.147
1999Q4	10.140	0.009	10.118	10.154
2000Q1	10.070	0.017	10.037	10.103
2000Q2	10.070	0.024	10.021	10.117
2000Q3	10.120	0.034	10.051	10.185
2000Q4	10.210	0.040	10.130	10.285
2001Q1	10.310	0.018	10.270	10.341
2001Q2	10.100	0.015	10.068	10.125
2001Q3	10.100	0.011	10.076	10.120
2001Q4	10.030	0.016	9.999	10.062
2002Q1	10.070	0.017	10.033	10.100
2002Q2	10.070	0.016	10.041	10.103
2002Q3	10.080	0.016	10.047	10.110
2002Q4	10.080	0.017	10.047	10.115
2003Q1	10.100	0.027	10.047	10.153
2003Q2	10.150	0.042	10.070	10.236
2003Q3	10.160	0.044	10.078	10.251
2003Q4	10.260	0.047	10.168	10.354
2004Q1	10.310	0.045	10.224	10.400
2004Q2	10.350	0.043	10.263	10.432
2004Q3	10.360	0.043	10.281	10.449
2004Q4	10.460	0.047	10.363	10.549
2005Q1	10.500	0.051	10.403	10.604
2005Q2	10.580	0.054	10.469	10.682
2005Q3	10.620	0.053	10.517	10.725
2005Q4	10.720	0.042	10.635	10.798
2006Q1	10.750	0.032	10.688	10.815
2006Q2	10.800	0.110	10.585	11.016
2006Q3	10.820	0.120	10.590	11.059

Tablo : 3
YD Tahmin Edicisi İle Elde Edilen $\hat{\beta}_1$ Tahmin Değerleri ve Standart Hataları

Yıllar	M2	TUFE	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\sqrt{\text{Var}[\hat{m}(\cdot)]}$
1999Q1	9.96	11.16	8.0461	0.171	2.1044
1999Q2	9.98	11.27	2.1991	0.6931	0.3017
1999Q3	10.11	11.38	-0.9249	0.9831	0.1923
1999Q4	10.14	11.54	14.3656	-0.3729	0.0933
2000Q1	10.07	11.67	13.2906	-0.2815	0.1696
2000Q2	10.04	11.74	4.0168	0.5167	0.2463
2000Q3	10.13	11.8	-1.3219	0.9792	0.345
2000Q4	10.2	11.9	-2.5309	1.0723	0.3998
2001Q1	10.31	11.98	-4.2317	1.2416	0.1816
2001Q2	10.09	12.16	10.3815	-0.0114	0.1474
2001Q3	10.1	12.26	11.0944	-0.0726	0.115
2001Q4	10.02	12.41	6.1884	0.3256	0.1609
2002Q1	10.09	12.51	7.9718	0.1595	0.1741
2002Q2	10.04	12.55	8.2841	0.1429	0.1601
2002Q3	10.1	12.59	8.5872	0.1247	0.1613
2002Q4	10.06	12.68	7.8563	0.1722	0.1743
2003Q1	10.11	12.75	0.4348	0.7391	0.2751
2003Q2	10.04	12.81	-14.7325	1.9507	0.4286
2003Q3	10.2	12.82	-16.4517	2.0885	0.4462
2003Q4	10.22	12.86	-21.1226	2.4596	0.4789
2004Q1	10.37	12.88	-19.9721	2.3591	0.4531
2004Q2	10.34	12.9	-18.6614	2.2464	0.436
2004Q3	10.43	12.9	-18.0808	2.1973	0.4323
2004Q4	10.38	12.94	-18.0973	2.1953	0.4791
2005Q1	10.5	12.97	-19.6934	2.3304	0.5177
2005Q2	10.53	13	-21.5699	2.4869	0.5464
2005Q3	10.69	13.01	-21.5395	2.4836	0.537
2005Q4	10.72	13.05	-17.9876	2.1942	0.4214
2006Q1	10.81	13.07	-15.6535	2.0069	0.3256
2006Q2	10.77	13.1	-11.5364	1.682	1.1092
2006Q3	10.82	13.12	-9.2177	1.5016	1.2071



Grafik : 4
 $\hat{\beta}_1$ Tahmin Değerlerinin Zamana Göre Grafiği

SONUÇLAR

Tablo : 3’de yer alan $\hat{\beta}_1$ değerleri, enflasyonun para arzı üzerindeki etkisini göstermektedir. Söz konusu değerler 1999.1 ile 2006.3 döneminin genelinde beklentilere uygun olarak pozitif çıkmıştır. Bu ise TUFEnin artması sonucunda para arzı M2’nin de arttığını göstermektedir. Ancak, 1999.4, 2000.1, 2001.2 ve 2001.3 dönemlerine $\hat{\beta}_1$ tahminleri negatif olarak bulunmuştur.

M2 ile TUFEnin arasındaki ilişkinin negatif çıkması şu nedenlere bağlanabilir:

1999 yılının Ağustos ayında, ülke ekonomisinin oldukça büyük bir kısmına hükmeden, vergi gelirlerinin büyük kısmının sağlandığı Marmara Bölgesinde meydana gelen deprem, tüm ülke ekonomisini olumsuz yönde etkilemiştir. 1994 yılında yaşanan ekonomik krizin etkilerinin de sürdüğü dönemde meydana gelen bu doğal afet, kamu finansman dengesinin giderek bozulması, borç stokunun yükselmesi ve sonuç olarak zaten yüksek olan reel faizlerin daha da yüksek seviyelere ulaşması nedeniyle enflasyonda artışın ve dolayısıyla ekonomik daralmanın da tetikçisi olmuştur. Bu açıklamalardan hareketle anılan dönem; üretimdeki daralma, kamu finansmanında dışlama etkisinin kendisini belirgin bir şekilde hissettirmesi ve vergi gelirlerindeki azalma nedeniyle kamu kesimi borçlanma gereğindeki artış, 1999 yılının son çeyreğinde para arzında daralmaya sebep olmuştur.

2000 yılı Ocak ayında ise para arzının artış oranları yavaşlamaya başlamıştır. Enflasyonla mücadelede uygulanan istikrar programı ile birlikte hızla düşen Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS) oranlarına paralel olarak mevduat faiz oranları da gerilemiştir. Mevduat faiz oranlarında meydana gelen bu düşüş ve sabit dolar kuru

politikası vadeli TL mevduatlarının cazibesini azaltmıştır. Ayrıca 2000 yılında parasal genişleme sermaye girişine tabi tutulmuş ve 2000 yılının ilk üç aylık döneminde sermaye girişinde önemli bir gelişme olmamasına bağlı olarak Merkez Bankası TL yükümlülüklerinde de reel olarak bir gerileme meydana gelmiştir. 2000 yılının ilk üç aylık döneminde vadeli TL mevduatlarında meydana gelen gerileme sonucunda ise M2 para arzı daralmıştır.

Kasım 2000 ve Şubat 2001'de yaşanan krizlerin etkisiyle; net iç varlık uygulamasına devam edilememesi, yüksek reel faizin yanı sıra ilave risk primi verilmesinin gündeme gelmesi ve tüm bunların yanı sıra döviz cephesinde yaşanan olumsuzluklar nedeniyle bu döneme ilişkin enflasyon artış eğilimini sürdürmüştür.

Söz konusu dönemde, mevduat faiz oranlarındaki artış nedeniyle Mart ayında bir önceki aya göre toplam TL mevduat bakiyesinde artış görülmüştür. Nisan ve Mayıs aylarında, 1 ay vadeli mevduatlardaki çözülme neticesinde toplam TL mevduatlarda gerileme olmuşsa da, Mayıs ayında 3 ay vadeli mevduata yoğun bir talep gelmiş ve bu gelişmelerin bir sonucu olarak, M2 de Mayıs ayı itibarıyla artış göstermiştir. Ancak 2001 yılının birinci ve ikinci üç aylık dönemlerinde gerçekleşen bu artışlar, enflasyon oranları dikkate alındığında, olumlu bir gelişme olarak karşılanmamakta, aksine M2'nin reel olarak gerilediğini göstermektedir.

Dolayısıyla söz konusu dönemlerde fiyatlar genel düzeyindeki artışlar para arzında daralmalara neden olmuştur.

Ayrıca, Tablo : 3'e bakıldığında TUFİ'ye ait tahmin edilen katsayıların özellikle 2003 yılının ilk üç aylık döneminden 2006 yılının ilk üç aylık dönemine kadar genel olarak bir artış gösterdiği görülmektedir. Dolayısıyla bu dönemlerde TUFİ'de meydana gelen artışların M2'yi daha çok arttırdığı söylenebilir. Bunun nedeni olarak 2003 yılından itibaren söz konusu olan ters para ikamesi gösterilebilir. TL'ye olan talep nedeniyle piyasalarda likitide fazlası meydana gelmiştir. Söz konusu likitide fazlası, Merkez Bankası tarafından piyasalardan çekilmediği için para arzı M2 de artmaktadır.

2006 yılının ikinci üç aylık döneminden itibaren ise katsayılar da bir azalış görülmektedir. Bu durum, TCMB tarafından yürütülmekte olan para politikasının bir sonucu olarak fiyatlar genel düzeyindeki artışın giderek yavaşlaması ile birlikte para arzı üzerindeki etkisinin de buna paralel olarak azalması şeklinde yorumlanabilir.

SONNOTLAR

¹ Grafik : 1-3'de noktalar, gerçek gözlem değerlerini, düz çizgiler ise tahmin değerlerini göstermektedir.

² Tablo : 1'deki değerler Beta programı ile elde edilmiştir.

KAYNAKÇA

- AKTAN, C. C. (2006), “Monetarizm ve Rasyonel Beklentiler Teorisi”,
http://www.canaktan.org/ekonomi/anayasal_iktisat/monetarizm/aktan-monetarizm.htm; Erişim tarihi
08/12/2006.
- DİLEYİCİ, D. ve ÖZKIVRAK, Ö. (2000), “Yeni Yüzyılda Mali ve Parasal Politikalarda Yeniden
Yapılanma”, *Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt : 2, Sayı : 2, ss.
1-17.
- GÜVEL, A. (1998), “Türkiye Ekonomisinin Kısa Dönem Analizi (1987-1997): Makro Politikalar ve
Ekonomik Dalgalanmalar Üzerine Ekonometrik Bir İnceleme”, *Çukurova Üniversitesi, İ.İ.B.F.
Dergisi*, Cilt : 8, Sayı : 1, ss. 17-41.
- HARDLE, W. (1991), *Applied Nonparametric Regression*, Cambridge University Press, USA.
- İŞİĞİÇOK, E. (1994), *Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi*, Uludağ Üniversitesi Basımevi,
Bursa.
- JONES, M.C. (1997), “A Variation on Local Linear Regression”, *Statistica Sinica*, Vol. 7, pp. 1171-
1180.
- KEPENEK, Y. ve YENTÜRK, Y. (2005), *Türkiye Ekonomisi*, 18. Baskı, Remzi Kitabevi, İstanbul.
- KILIÇKIRAN, O. (1991), *Dört İktisat Okuluna Göre Enflasyon Teorileri*, AÜ Siyasal Bilgiler
Fakültesi, Ankara.
- KUTUCU, Ş. S. (2004), *Enflasyonun Belirleyicileri: Türkiye İçin Ampirik Bir Çalışma*, Zonguldak
Karaelmas Üniversitesi Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- MAHMUD, S. F., ULLAH, A. and YÜCEL, E. M. (2004), “Testing Marshall-Lerner Condition: A
Nonparametric Approach”, *Applied Economics Letters*, Vol. 11, pp. 231-236.
- PAGAN, A. and A. ULLAH (1999) *Nonparametric Econometrics*, Cambridge University Press.
United Kingdom.
- PINGA, V.E.B. and NELSON, G. C. (2001), “Money, Prices and Causality: Monetarist Versus
Structuralist Explanations Using Pooled Country Evidence”, *Applied Economics*, Vol. 33, pp.
1271-1281.
- RACINE, J. (1999), *N© BETA*, Computer Software, University of South Florida.
- TAKEZAWA, K. (2006), *Introduction to Nonparametric Regression*, John Wiley & Sons, Inc. USA.
- VYMYATNINA, Y. (2006), “How Much Control Does Bank of Russia Have Over Money Supply?”,
Research in International Business and Finance, Vol. 20, Issue : 2, pp. 127-274.

WAND, M. P. and JONES, M. C. (1993), "Comparison of Smoothing Parameterizations in Bivariate Kernel Density Estimation", *J.A.S.A.*, Vol. 88, No : 422, pp. 520-528.

WAND, M. P. and JONES, M. C. (1995), *Kernel Smoothing*, Chapman and Hall, London.

T.C. MERKEZ BANKASI, www.tcmb.gov.tr (15.09.2007).