

PARA POLİTİKASININ ÖLÇÜLMESİNDE YENİ GELİŞMELER VE TÜRKİYE İÇİN PARA POLİTİKASI ENDEKSLERİ

Hacer Oğuz*

Özet:

Bu çalışmada Bernanke ve Mihov'un (1995) yarı-yapısal VAR yöntemi kullanılarak, Türkiye için para politikası endeksleri oluşturulmuştur. Bu yazarların yöntemi, benzer yarı-yapısal VAR yöntemlerinden farklı olarak para politikası hakkındaki bilgiyi banka rezerv piyasasındaki değişkenlerden çıkarmaktadır. Para politikasının genel göstergesi olarak oluşturulan para politikası durum endeksindeki egzojen şoklara sistemdeki değişkenlerin tepkisi, teorik beklentilere uygundur. Merkez Bankası'nın uygulama prosedürüne ilişkin kısıtlamaların empoze edildiği banka rezerv piyasası modelinin tahminleri TCMB'nin belirli bir uygulama prosedürüne bağlı kalamadığını göstermektedir. Ayrıca, oluşturulan endekslere göre Türkiye'de para politikası beklentileri, politikanın yönü bakımından genel olarak sapsız iken, para politikasının büyüklüğü bakımından sapsızdır.

* Dr., Akdeniz Üniversitesi, İ.İ.B.F.

Anahtar Sözcükler: Banka Rezerv Piyasası, Para Politikası Süreci, Yarı-yapısal VAR Yöntemi, Genelleştirilmiş Moment Yöntemi, Para Politikası Endeksi

Keywords: The Bank Reserve Market, Monetary Policy Operating Procedure, Semi-structural VAR Method, Generalized Method of Moments, Monetary Policy Index.

Abstract:**New Approaches to Measuring Monetary Policy and Monetary Policy Indexes for Turkey**

In this paper, by using Bernanke and Mihov's (1995) semi-structural VAR methodology, monetary policy indices are constructed for Turkey. These authors' methodology differs from similar semi-structural VAR methodologies with regard to extracting information about monetary policy from data regarding the bank reserve market. Shocks to constructed overall monetary policy index lead to theoretically expected responses by variables in the system. The estimates of the bank reserve market model, which include some operating procedure restrictions, show that CBRT could not rely on any operating procedures constantly. Expectations about the direction of monetary policy in Turkey are found unbiased generally, whereas expectations about their magnitudes display some deviations.

I. Giriş

İstenen sonuçlara götürecek doğru para politikası oluşturmanın birinci koşulu, mevcut para politikasını doğru olarak teşhis etmektir. Halen uygulanmakta olan politikanın yakın zamanda uygulanan politikaya göre genişletici mi yoksa daraltıcı mı olduğunun bilinmesi gerekir. Sorun, bunun nasıl saptanacağıdır. Para politikası hakkında bilgi verebilecek çeşitli değişkenler olmakla birlikte, bunlar ancak para politikasının yönü hakkında birbirleriyle çelişen bilgiler sunabilmektedir. Dolayısıyla, para politikasının doğru bir ölçüsünün oluşturulması gerekir. İkinci koşul ise para politikasını, politikadaki bir değişimin ekonomiye etkisini doğru tahmin ederek oluşturmaktır. Bu koşul da para politikasının yönü ve büyüklüğü hakkında doğru bir ölçüye sahip olmayı gerektirmektedir.

Para politikasının doğru bir ölçüsünün bulunması para politikası uygulayıcıları kadar parasal aktarma mekanizmalarıyla ilgilenen iktisatçılar için de önemlidir. Para politikasının reel ekonomiyi etkileyip etkilemediği, eğer etkiliyorsa, bunun ne tür aktarma mekanizmalarıyla gerçekleştiği, makroiktisadın en önemli ve tartışmalı iki konusudur. Parasal aktarma mekanizması, ara ve nihai değişkenlerin dışsal politika şoklarına karşı endojen davranışlarıyla ilgilidir. Bu mekanizmayı harekete geçiren dışsal güç (politika şoku) doğru biçimde belirlenmeden hiç bir aktarma mekanizması doğru olarak ortaya konamaz.

Geleneksel olarak para politikasının yönü ve büyüklüğü M1, M2 gibi parasal büyüklüklerin büyüme hızlarıyla ölçülmüştür. Fakat, bazı nedenlerle bunların para politikasının göstergesi olarak kullanılması doğru değildir. Birinci olarak, bu parasal büyüklükler para arzının bir göstergesi olarak para politikası uygulamaları hakkında bilgi sunabilen yegane değişkenler değildir. Para politikasının uygulanma süreci düşünülürse, bu süreçte para otoritesi makroekonomik amacına ulaşmak için ara hedef değişkeni olarak para arz büyüklüklerini seçebileceği gibi, bir faiz değişkenini de seçebilir. İkinci olarak, para politikasının göstergesi olarak belirli bir para arz büyüklüğü seçilmiş olsa dahi, bunun kendisinin para arzının doğru bir ölçüsü olduğu kesin değildir. Para arzının teorik olarak tanımlanmasında sorunlar vardır. Paranın farklı tanımlarına dayanarak geliştirilen farklı para arz ölçüleri para politikasının yönü hakkında farklı sonuçlar ortaya koyabilir. Para arzının ölçüsü olarak hangi parasal büyüklüğün seçildiği fark yaratmaktadır. Üçüncü olarak, finansal yenilikler, mevcut para arz tanımlarının yetersiz kalmasına neden olmaktadır.⁽¹⁾ Gerek finansal yenilikler gerekse yasal düzenlemeler paranın dolaşım hızını etkileyerek parasal büyüklüklerin tek başına para politikasının yönünün bir ölçüsü olarak kullanılamayacağını göstermektedir. Dördüncü olarak, parasal büyüklüklerin büyüme hızları çeşitli politika dışı faktörlerin etkisi altındadır. Para arzı tümüyle para otoritesinin kontrolünde olan egzojen bir değişken değildir. Merkez bankaları dışındaki bankalar, mevduat sahipleri ve bankalardan ödünç alanların davranışları da para arz sürecinde etkilidir. Dolayısıyla, para arz egzojen sürecinin tüm tarafları dikkate alındığında, para arzının tümüyle egzojen olmadığı görülür. Para politikası tipik olarak para otoritesinin ekonomideki gelişmelere tepki fonksiyonu yoluyla işlemektedir ve bu nedenle para arzı, kısmen endojendir.

Endojenlik sorunu para arz büyüklükleriyle sınırlı olmayıp, para politikası göstergesi olarak alınabilecek diğer değişkenler için de geçerlidir. Ekonomideki gelişmelere para politikasının endojen tepkisi para otoritesinin tepki fonksiyonuyla gerçekleşmektedir. Genel olarak söylenirse, para politikası tepki fonksiyonu yoluyla işlediğinden, para politikası değişkenleri endojen (beklenen) kısımlar da içermektedir. Para politikasındaki egzojen (beklenmeyen) kaymalar (para politikası şokları) belirlenmek isteniyorsa, egzojen kısmın endojen kısımdan ayrılması gerekir. Bu ise çözülmesi gereken bir belirleme (identification) problemidir.

Parasal aktarma mekanizmalarıyla ilgili süregiden tartışmaların altında bu belirleme problemine farklı yaklaşımlar yatmaktadır (Sims 1992:978). Para politikası değişkenlerinde, ekonomideki herhangi bir gelişmeye bağlı olmadan gerçekleşen değişimler, asıl üzerinde durulan ve belirlenmeye çalışılan kısımdır. “Beklenmeyen para politikası” ifadesi ile bu kısım vurgulanmaktadır. “Genel para politikası” ifadesi ise her iki kısmı birlikte vurgulamaktadır. Çalışmanın amacı yeni bir yöntemle belirleme problemini çözerek, para politikasının genel bir endeksini ve bunun endojen ve egzogen kısımlarını elde etmektir.

Çalışmanın II. bölümünde para politikasının ölçülmesinde izlenen yeni genel stratejiler özetlenmektedir. III. bölümde para politikası verilerine dayanan ve merkez bankasının para politikasını uygulama prosedürü hakkındaki bilgiyi kullanan genel stratejinin bir yöntemi olarak “yarı-yapısal vektör otoregresyon yöntemi (VAR)” tanıtılmaktadır. IV. bölümde yarı-yapısal VAR yönteminin uygulanacağı makroekonomik modelin bir kısmını oluşturan banka rezerv piyasası modelinin tanımlanması, tahmin edilmesi ve para politikası endekslerinin oluşturulması anlatılmaktadır. V. bölümde, Türkiye için para politikası endeksleri oluşturmak amacıyla daha önceki iki bölümde gösterilen yöntemin uygulanacağı genel çerçeve ve değişkenlerin tanımlanması üzerinde durulmaktadır. VI. bölümde oluşturulan modelin tahminiyle elde edilen para politikası endeksleri sunulmaktadır. Sonuç bölümünde ise genel bir değerlendirme yapılmaktadır.

II. Para Politikasının Ölçülmesinde İzlenen Yeni Stratejiler

Son yıllarda, geleneksel yöntemden farklı olarak, para politikasını ve bundaki değişimleri ölçmek için iki farklı genel strateji izlenmektedir (Bernanke ve Mihov 1995:3). Romer ve Romer’in (1989) öncülüğünde bir grup iktisatçı Friedman ve Schwarz’ın (1963) stratejisini izlemektedir. Friedman ve Schwarz’ın stratejisinde istatistiksel olmayan yöntemlerle para politikası şokları belirlenmektedir. Diğer bir ifadeyle, belirleme problemi informal biçimde çözülmektedir. Bu strateji istatistiksel bir yöntem izlemediği için anlatsal (narrative) olarak nitelendirilmelidir. Ekonominin reel kesimindeki gelişmelere bağlı olmaksızın para politikasındaki kaymaların gerçekleştiği dönemleri belirlemek için para otoritesini karar almaya götüren tarihsel süreç ve muhakeme biçimleri ile

parasal değişimle ilgili açıklamaları konu alan kayıtları incelemektedir (Romer ve Romer 1989:122). Friedman ve Schwartz, parasal şok olarak, temeldeki ekonomik gelişmelerden tümüyle bağımsız olan parasal hareketleri değil, ekonomik gelişmelerin biçimi veri iken paradaki her zamankinden farklı, alışılmamış hareketleri kastetmişlerdir (Romer ve Romer 1989:126). Romer ve Romer (1989), Friedman ve Schwartz'ın yöntemini daha sistematik hale getirmişlerdir. Romerler, para otoritesinin tüm beyanlarını, kayıtlarını okuyarak onların antiinflasyonist politikalara kaydıkları dönemleri saptamışlardır. Romerlerin yaklaşımı, para arz şoklarını para talep şoklarından ayırmak için politika yapımının beyanlarını kullanmaktır. Diğer bir ifadeyle, Friedman ve Schwartz gibi belirleme problemini informal biçimde çözmektedirler. Fakat, bu yaklaşım subjektiftir. Politikadaki değişimleri egzogen ve endojen kısımlara ayırma sorunu devam etmektedir. Belirleme problemini çözememektedirler. Ayrıca, sadece politikadaki daralma dönemleriyle ilgili bilgi vermekte ve bunlar arasında politikanın şiddeti yönünden bir ayırım yapmamaktadır. Boschen ve Mills (1991) ise bu anlatsal yaklaşımla elde edilebilecek bilgiyi artırmak için, para otoritesinin beyanlarını içeren dökümanları okuyarak aylık bir endeks hazırlamışlardır. Bu endeksi hazırlarken merkez bankasının işsizliği ve enflasyonu düşürmeye verdiği nispi ağırlıkları kullanarak, her bir dönemdeki politikaları sıralamaya tabi tutmuşlardır. Ancak bunların yaklaşımında da subjektiflik ve belirleme sorunları devam etmektedir.

Para politikasının ölçülmesinde ikinci bir genel strateji ise, para politikasının verilere dayanan bir endeksini hazırlamak için, merkez bankasının para politikasını **uygulama prosedürü** (operating procedures) hakkındaki bilgiyi kullanmaktır. Para politikası uygulaması, özetle, makroekonomik hedeflerin saptanmasını; bu hedeflere ulaşmayı sağlayacak bir ara hedef değişkeninin seçilmesini ve bu değişkenin belli bir değerinin belirlenmesini; bu ara hedefe götüreceği bir uygulama hedef (operating target) değişkeninin seçilmesini ve bu değişkenin belirli bir değerinin belirlenmesini; ve para politikası araçlarını kullanarak bu saptanan hedeflere varmayı kapsamaktadır. Uygulama prosedüründe yer alan uygulama hedef değişkeni, para otoritesinin başka bir hedef değişkende dolaylı bir kontrol sağlamak amacıyla nisbeten doğrudan manipülasyon yapabildiği bir değişkendir. Ekonomideki gelişmelerden bağımsız olarak bu hedeflerin değiştirilmesi para politikasındaki bir

değişikliği göstermektedir. Dolayısıyla, bu hedef değişkenler, hem makroekonomik hedef değişkenindeki değişimleri önceden öngörebilen bir gösterge değişken ve hem de onları etkilemek için kullanılan araç değişkenidir. Üzerinde durduğumuz ikinci genel stratejide, para politikası uygulama hedef değişkeni olarak seçilen değişkenin para politikası hakkında bilgi sunduğu düşünülmektedir. Bu çalışmada bu ikinci genel strateji izlenecektir. Daha açık olarak, bu genel strateji, yarı-yapısal VAR yöntemi kullanılarak uygulanacaktır. Uygulama hedef değişkenini de içeren bir "yarı-yapısal vektör otoregresyon modeli" kurulup tahmin edilerek para politikası göstergeleri belirlenecektir.

III. Yarı-yapısal VAR Yöntemi

Bernanke ve Blinder'in (1992) geliştirdiği yarı-yapısal VAR yöntemi, para politikasının ölçüsünü elde etmek amacıyla Bernanke ve Blinder (1992), Strongin (1992), Christiano, Eichenbaum ve Evans (1994) tarafından daha önce kullanılmıştır. Bu kullanımlardaki biçimiyle yarı-yapısal VAR yöntemi şu üç temel adımdan oluşmaktadır. (1) Merkez bankasının uygulama prosedürü hedef değişkeni, para politikasının genel gösterge değişkeni olarak seçilir. (2) Belirlenen ilgili politika dışı değişkenleri ve para politikası genel gösterge değişkenini içeren ve politika değişkeninin sıralamada en sonda yer aldığı bir VAR modeli oluşturulur. Politika değişkeninin değişkenler sıralamasında en sonda yer alması, politika yapıcının ekonomideki bilgiye aynı dönemde sahip olduğu ve tepkide bulunduğu, ancak politika şoklarının en az bir dönemlik gecikmeyle ekonomiyi etkilediği varsayımına karşılık gelmektedir. Diğer değişkenler arasındaki ilişkilere herhangi bir kısıtlama getirilmez. Sadece bir kısım değişkenlere kısıtlama getirildiği için bu tür VAR yöntemi "yarı"-yapısal olarak nitelendirilmektedir. Yapısal nitelemesi, modele kısıtlama getirildiği için kullanılmaktadır. (3) Oluşturulan VAR modeli tahmin edilir. Tahmin edilen VAR modelinin hedeflenen değişkene ait denkleminin ortogonalize edilmiş VAR artıkları ise, aranan para politikası şoklarını göstermektedir.

Bernanke ve Mihov (1995) yukarıda tanımladığımız yarı-yapısal VAR yöntemine genel olarak uyan, ancak tek bir uygulama prosedürüne, dolayısıyla tek bir politika değişkenine bağlı kalmayan bir yöntem geliştirdiler. Tek bir uygulama prosedürünün empoze ettiği tek bir politika

değişkeni yerine para politikası hakkında bilgi verebilecek bir değişkenler seti belirlenmelidir. Bu değişkenler bankaların rezerv piyasası değişkenlerinden seçilmektedir. Piyasanın basit bir modeli oluşturularak, bu model üzerinde merkez bankasının uygulama prosedürünün empoze ettiği kısıtlamalar uygulanır. Yarı-yapısal VAR yöntemi sonuçları, seçilen politika değişkenine duyarlıdır. Para politikası değişkeni merkez bankasının politikasını uygulama biçimine dayanarak belirlenmektedir. Ancak merkez bankasının uygulama prosedürleri zaman içinde değişmektedir. Ayrıca, merkez bankası belirli bir prosedüre bağlı olmayabilir. Bu nedenlerle geniş bir örnekleme dönemi için tek bir politika değişkeni yeterli olmayabilir. Dolayısıyla, merkez bankasının uygulama prosedürlerini en uygun biçimde ele alabilecek bir modelleme gerekmektedir. Bernanke ve Mihov bu düşünceden hareketle, alternatif uygulama prosedürlerine en uygun biçimde yer verebilen ve tek bir politika değişkenine bağlı kalmayan bir mevduat bankaları rezerv piyasası modeli oluşturmuşlardır. Her bir uygulama prosedürü, bu prosedüre uygun kısıtlamalar rezerv piyasası modeline sokularak kullanılmaktadır. Ancak, artık tek bir uygulama prosedürünün gerektirdiği kısıtlama da uygulansa, modelde para politikası hakkında bilgi veren, tek bir değişken değil tanımlanan rezerv piyasasının tüm değişkenleridir. Para politikasının durumu hakkında bilgi taşıyan tek bir değişken yerine bir politika değişkenleri seti mevcut olup, bunlar merkez bankasının davranışı yanında başka faktörlerden de etkilenebilmektedir. Örneğin merkez bankasının uygulama prosedürü ne tek başına faiz oranının hedeflenmesi ve ne de tek başına bir rezerv büyüklüğünün hedeflenmesi ise, hem faiz oranı hem de rezerv büyüklüğü para politikası hakkında bilgi taşıyacaktır. Diğer taraftan bu değişkenlerin kendileri de başka değişkenlerden etkilenebilmektedir. Belirleme problemi işte bu noktada karşımıza çıkmaktadır. Bernanke ve Mihov (1995) rezerv piyasası modeline merkez bankasının uygulama prosedürüne dayanan kısıtlamalar getirerek bu belirleme problemini çözmektedir.

Para politikasının göstergesini elde etmek için belirlenen genel stratejinin uygulanmasında kullanılacak yarı-yapısal VAR yönteminin gösterimine, yapısal bir makroekonomik model yazarak başlanabilir. Politika dışı değişkenlerle birlikte banka rezerv piyasası (politika) değişkenlerini de içeren bir yapısal makroekonomik model, aşağıda gösterilmektedir:

$$Y_t = \sum_{i=0}^k B_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k C_i P_{t-i} + A^y v_t^y \quad (1)$$

$$P_t = \sum_{i=0}^k D_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k G_i P_{t-i} + A^p v_t^p \quad (2)$$

(1)-(2) sistemindeki tüm denklemlerde değişkenlerin 0'dan k'ya kadar bütün gecikmeleri yer almaktadır. Bu nedenle yazılmış olan, kısıtlamasız dinamik bir modeldir. Burada Y, politika dışı makroekonomik değişkenler vektörünü; P, politika değişkenleri vektörünü göstermektedir. P vektörü banka rezerv piyasası değişkenlerinden oluşturulmaktadır. v^p ve v^y ise karşılıklı olarak birbiriyle ilişkisiz "yapısal" egzojen şok vektörleridir (Bernanke 1986:52). v^p vektörünün elemanlarından birisi, elde edilmeye çalışılan politika şokuna aittir. Bu şokların ortak bir nedeni olmadığından v^p 'nin elemanlarının varyans-kovaryans matrisinin (Σ) diyagonal olduğu varsayılır. Bununla birlikte, şok terimlerinin birden fazla denkleme girmesine izin verilmektedir. A matrisi bu amaçla kullanılmaktadır ve $A \neq I$ olduğu varsayılmaktadır. A tekil olmayan bir matristir ve diyagonal elemanları 1'e normalize edilmektedir. A matrisinin diyagonal dışındaki elemanları sıfırdan farklı olabilir. Bu nedenle bireysel yapısal denklemlerin stokastik kısımları, aynı dönemde ilişkilendirilmiş olabilir. Ancak, bireysel olarak şoklar birbirleriyle ilişkili değildir. v^p 'nin v^y 'den bağımsızlığı, politika şoklarının ekonomik koşullardan bağımsızlığını göstermektedir. Politika şoklarının ekonomik koşullardan bağımsızlığı ise "egzojen" politika şokları tanımının bir gereğidir (Bernanke ve Mihov 1995:8).

(1)-(2) sistemi bu haliyle tahmin edilemez. Çünkü henüz ekonometrik anlamda belirlenmiş değildir. Buradaki amaç dikkate alındığında tüm modeli belirlemeye gerek yoktur. Politika şoklarının politika dışı makroekonomik değişkenleri aynı dönemde etkilemediği varsayımı ($C_0=0$) para politikasının göstergelerini elde etmek için yeterlidir. Bu varsayımı izleyerek (1)-(2) sistemi, sadece gecikmeli değişkenlerin sağ tarafta yer aldığı indirgenmiş VAR formunda şöyle, yazılabilir:

$$Y_t = (I - B_O)^{-1} \sum_{i=1}^k B_i Y_{t-i} + (I - B_O)^{-1} \sum_{i=1}^k C_i P_{t-i} + (I - B_O)^{-1} A^y v_t^y \quad (1')$$

$$P_t = (I - G_O)^{-1} \sum_{i=1}^k [D_i + D_o (I - B_O)^{-1} B_i] Y_{t-i} + (I - G_O)^{-1} \sum_{i=1}^k [G_i + D_o (I - B_O)^{-1} C_i] P_{t-i} + [(I - G_O)^{-1} D_o (I - B_O)^{-1} A^y v_t^y + (I - G_O)^{-1} A^p v_t^p] \quad (2')$$

Daha genel olarak denklemleri aşağıdaki gibi yazabiliriz:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k H_i^y Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k H_i^p P_{t-i} + u_t^y \quad (3)$$

$$P_t = \sum_{i=1}^k J_i^y Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k J_i^p P_{t-i} + A^p v_t^p + [(I - G_O)^{-1} D_o u_t^y + u_t^p] \quad (4)$$

(3) ve (4) bilinen VAR yöntemleriyle tahmin edilebilir. Bunu izleyerek (4)'ün (3)'e ortogonal artıkları olan (u^p) elde edilir. (4) ve (2') denklemleri karşılaştırılırsa bu ortogonal VAR artıkları için (u^p):

$$u_t^p = (I - G)^{-1} A^p v_t^p \quad (5)$$

biçiminde yazılabilir. (5) denklemi alt ve üst endeksleri düşerek aşağıdaki şekilde de yazılabilir:

$$u = Gu + Av \quad (6)$$

Yapısal VAR sistemini gösteren (6) denklemi (u) VAR artıklarını (v) gözlenemeyen yapısal şoklarla ilişkilendirmektedir. Bu sistem belirlenebilir ve yapısal şokları elde etmeye izin verecek biçimde tahmin edilebilir. Bu yapısal şok serilerinden bir tanesi politika şok serisidir (v^s). Ayrıca, (6)'dan tahmin edilen katsayılar veri iken, modelin politika değişkenlerinin (P) doğrusal birleşimleri elde edilebilir ve

$$(I - G)A^{-1}P \quad (7)$$

işlemi yapılabilir.

Bu işlem, herbir politika değişkenindeki herbir yapısal şok türüne ait kısımların bu değişkenlerden çıkarılarak biraraya getirilmesine özdeştir. (7)'nin tanımladığı bu yeni değişkenlerin VAR modelinde politika değişkenleri yerine konulmasıyla elde edilecek VAR artıkları, aradığımız yapısal şoklara karşılık gelmektedir. (7)'den elde edilen yeni değişkenlerden biri genel para politikası göstergesine ve buna ait şoklar da para politikası şoklarına karşılık gelmektedir. Çalışmada belirlemeye çalıştığımız işte bu iki seridir.

IV. Rezerv Piyasası Modeli ve Tahmini

Bernanke ve Mihov'un yukarıda sunulan yönteminin uygulanması, birinci aşamada VAR modelindeki politika dışı değişkenler seti ile politika değişkenler setinin belirlenmesini, bu değişkenlerden oluşturulan VAR denklemlerinin tahmin edilmesini ve bu şekilde VAR denklemlerinin artıklarının çıkarılmasını içermektedir. İkinci aşamada ise, politika değişkenlerine ait VAR denklemlerinin artıkları kullanılarak (6)'ncı denklemden gösterildiği gibi bir modellemeye gidilmektedir. Böylece yapısal VAR sistemi oluşturulmaktadır. Bu bölümde ikinci aşama üzerinde durularak banka rezerv piyasası modeli oluşturulmakta, bu modeli belirli hale getirmek için merkez bankasının uygulama prosedürlerine dayanarak uygulanabilecek kısıtlamalar gösterilmekte ve modelin tahmin yöntemi tanıtılmaktadır.

Banka rezerv piyasasını VAR denklemlerinin artıkları yönünden $u = Gu + Av$ yapısal formunda aşağıdaki denklemlerle tanımlamaktayız (Bernanke ve Mihov 1995:14):

$$u_{TR} = -\alpha u_r + v^d \quad (8)$$

$$u_{BR} = \beta(u_r - u_{disc}) + v^b \quad (9)$$

$$u_{NBR} = \phi^d v^d + \phi^b v^b + v^s \quad (10)$$

(8)'inci denkleme göre VAR artıkları formunda, bankaların merkez bankasından toplam rezerv talepleri (u_{TR}) rezerv piyasası faiz oranına (u_r) (rezervlerin fiyatına) negatif biçimde bağlıdır. v^d ise toplam rezerv talep

şokudur. (9) sayılı denklem, VAR artıkları formunda, bankaların merkez bankasından ödünç rezerv talepleri (u_{BR})'yi tanımlamaktadır. Ödünç rezerv talepleri, rezerv piyasası faiz oranı (ödünç alınan rezervleri ödünç vermenin fiyatı) ile aynı yönde, reeskont faiz oranıyla (ödünç rezerv almanın maliyetiyle) negatif yönde ilişkilidir. v^b ise ödünç rezerv talep şokudur. (10)'uncu denklem merkez bankasının davranışını tanımlamaktadır. Toplam rezerv talep şokları (v^d) ile ödünç rezerv talep şoklarını (v^b), merkez bankasının aynı dönemde gözlediği ve tepkide bulunduğu varsayılmaktadır. ϕ^d ve ϕ^b ile merkez bankasının sözkonusu şoklara tepkisinin derecesi gösterilmektedir. v^s ise belirlemeye çalışığımız para politikası şok terimidir. Ödünç dışı rezerv talep şoku ise, tanım gereği $u_{NBR} = u_{TR} - u_{BR}$ 'dir.

(8)-(10) yapısal VAR sistemi bu haliyle tahmin edilememektedir. Bunun için (5)'deki gibi indirgenmiş formda yazılması gerekir. Bu dönüşümü yapmak için reeskont faiz oranı artıklarının (u_{disc}) sıfır olduğu varsayılacaktır. Reeskont faiz oranı uygulamada çok sık değiştirilmediğinden, bu varsayım makuldür.⁽²⁾ Ayrıca, rezerv piyasası faiz oranının bu değişkeni temsil ettiği de düşünülebilir. (8)-(10) modelini çözmek için merkez bankasının ödünç ve ödünçdışı rezerv arzlarının toplam rezerv talebine eşit olduğu varsayılacaktır: $u_{TR} = u_{BR} + u_{NBR}$. Bu varsayımdan hareketle $u_{BR} = u_{TR} - u_{NBR}$ yazılabilir. Bu (9)'uncu denklemde yerine konursa, u_{disc} da dışlandığından $u_{TR} - u_{NBR} = \beta(u_r) + v^b$ yazılabilir. Sadece u_r terimi solda kalacak biçimde düzenlemeler yapılırsa aşağıdaki denklem elde edilir:

$$u_r = \frac{1}{\beta} u_{TR} - \frac{1}{\beta} u_{NBR} - \frac{1}{\beta} v^b \quad (9')$$

İşte bu denklem (9) denkleminin yerine kullanılacaktır. Ayrıca, (10)'uncu denklemle yer değiştirecektir. O halde (8), (10) ve (9') sıralaması altında G ve A matrisleri aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$G = \begin{bmatrix} 0 & 0 & -\alpha \\ 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{\beta} & -\frac{1}{\beta} & 0 \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \phi^d & 1 & \phi^b \\ 0 & 0 & -\frac{1}{\beta} \end{bmatrix}$$

(8), (10) ve (9') denklemleri toplam rezerv talebi, ödünç rezerv talebi ve rezerv piyasası faiz oranı yönünden çözüldüğünde, aşağıdaki ilişki elde edilmektedir:

$$u = (I - G)^{-1} Av \quad (11)$$

Burada,

$$u = \begin{bmatrix} u_{TR} \\ u_{NBR} \\ u_r \end{bmatrix}, \quad v = \begin{bmatrix} v^d \\ v^s \\ v^b \end{bmatrix}$$

$$(I - G)^{-1} A = \begin{bmatrix} -\frac{\alpha}{\alpha + \beta}(1 - \phi^d) + 1 & \frac{\alpha}{\alpha + \beta} & \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta}\right)(1 + \phi^b) \\ \phi^d & 1 & \phi^b \\ \left(\frac{1}{\alpha + \beta}\right)(1 - \phi^d) & -\frac{1}{\alpha + \beta} & -\left(\frac{1}{\alpha + \beta}\right)(1 + \phi^b) \end{bmatrix}$$

(11)'in tersi alınırsa yapısal şokların VAR artıklarına nasıl dayandığı görülebilir:

$$v = A^{-1}(I - G)u \quad (12)$$

Bu dönüşümden hareketle, politika şokları VAR artıklarının fonksiyonu olarak açık biçimde şu şekilde yazılabilir:

$$v^s = -(\phi^d + \phi^b)u_{TR} + (1 + \phi^b)u_{NBR} - (\alpha\phi^d - \beta\phi^b)u_r$$

(11) denkleminin tanımlanan model, üç yapısal şok teriminin varyansı da dahil olmak üzere, 7 tane bilinmeyen parametre içermektedir. Bu 7 bilinmeyen, sözkonusu üç VAR denkleminin artıklarının 6 kovaryansından tahmin edilmesi gerekmektedir. Dolayısıyla, model eksik belirlenmiştir. İlave bir kısıtlamanın getirilmesi gerekir. Bu kısıtlama ise, merkez bankasının para politikası uygulama prosedürüne uygun olarak

getirilebilir. Örneğin merkez bankasının rezerv piyasasındaki faiz oranını hedeflemesi $\phi^d=1$ ve $\phi^b=-1$ kısıtlamalarını; ödünç dışı rezervleri hedeflemesi $\phi^d=0$ ve $\phi^b=0$ kısıtlamalarını; ödünç rezerleri hedeflemesi $\phi^d=1$ ve $\phi^b=\alpha/\beta$ kısıtlamasını empoze etmektedir. Ancak, bu prosedürlerin her biri birden fazla parametre üzerine kısıtlama koyduklarından, aşırı belirlenmeye neden olmaktadır. Dolayısıyla, bu aşırı belirlenmiş modellerin testi aşırı kısıtlamanın testine dönüşmektedir. Ancak, aşırı kısıtlamalı bir modeli reddetmek, istatistiksel bir değere sahip olsa da ekonomik olarak anlamlı olmayabilir. Bu nedenle tam belirlenmiş bir modelle çalışmak daha uygundur. Tam belirlenmiş bir model, yukarıdaki kısıtlamaların model içinde testine ve birbirleriyle karşılaştırılmalarına da imkan vermektedir.

Merkez bankasının kısa dönemde rezerv talep şoklarını karşılamak zorunda olduğu, aksi takdirde rezerv piyasasında aşırı dalgalanmaların yaşanabileceği, bundan ise kaçınılmak isteneceği görüşü benimsenirse, tam belirlenmiş modele ulaşılabilir (Strongin 1992). Bu görüş, kısa dönemde yalnız toplam rezerv şoklarının rezerv talebindeki değişimleri yansıtacağı sonucuna götürmektedir. Diğer bir ifadeyle (8)'inci denklemde $\alpha=0$ 'dır. Veri aralıkları kısa olduğu sürece, bu makul bir varsayımdır. Tam belirlenmiş model tahmin edildikten sonra yukarıdaki kısıtlamalar dolayısıyla uygulama prosedürlerden herbirinin incelenen dönemdeki geçerlilikleri, model içinde yuvalanmış tarzda (nested) test edilebilmektedir. $\alpha=0$ varsayımı altında $(I-G)^{-1}A$ matrisi aşağıdaki formu almaktadır:

$$(I-G)^{-1}A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \phi^d & 1 & \phi^b \\ \left(\frac{1}{\beta}\right)(1-\phi^d) & -\frac{1}{\beta} & -\left(\frac{1}{\beta}\right)(1+\phi^b) \end{bmatrix}$$

Bu yeni durumda, politika şokları aşağıdaki denkleme göre yeniden yazılabilir:

$$v^s = -(\phi^d + \phi^b)u_{TR} + (1+\phi^b)u_{NBR} + (\beta\phi^b)u_r$$

G ve A matrislerinin elemanlarını tahmin etmek için genelleştirilmiş moment yöntemi (GMM) kullanılmaktadır (Bernanke 1986:57-8). Bu yöntem burada kullanıldığı biçimiyle, belirli bir teorik yapının empoze ettiği anakütle ikinci momentlerinin VAR artıklarının örnek ikinci momentlerine (kovaryans matrisiyle) eşitlenmesinden ve ortaya çıkan doğrusal olmayan denklem sisteminin bilinmeyen parametrelere göre çözülmesinden ibarettir.

$A^{-1}(I-G)u=v$ 'den hareketle aşağıdaki ifade yazılabilir:

$$vv^1=A^{-1}(I-G)uu^1(I-G)^1(A^{-1})^1 \quad (12')$$

u'nun örnek kovaryans matrisini $M=(1/T)\sum u.u^1$ ile tanımlayalım. (12)'nin örnek dönemine ait ortalaması alınıp yığın ve örnek momentleri birbirine eşitlenirse aşağıdaki ifade elde edilir:

$$\Sigma=A^{-1}(I-G)M(I-G)^1(A^{-1})^1 \quad (13)$$

Bu doğrusal olmayan denklem sisteminin çözülmesi gerekir. Parametrelerin belirlenebilmesi için tahmin edilecek parametre sayısının M'deki bağımsız kovaryans sayısını $(n(n+1)/2)$ 'yi aşmaması gerekir (sıra koşulu). Bu doğrusal olmayan denklem sistemi en az bir çözüme sahip olmalıdır. Eğer G matrisinin i. ve j. satırları ($i \neq j$) sadece sıfır değerlerinden oluşmuş ise ve A matrisinin i. ve j. satırlarının diyagonal dışındaki tüm elemanları sıfır ise, çözüm yoktur (rank koşulu).

Belirlenme koşulları sağlanmış iken A ve G'nin parametrelerini elde etmek için (13)'ün sağ tarafındaki köşegen altındaki tüm elemanlar sıfıra eşitlenir. Bu işlem, matrisin simetrik olmasından dolayı yapılmaktadır. İşlem sonucunda bilinmeyen parametre sayısı kadar denklem içeren bir simultane sistem elde edilir. Bu sistemin çözümü, A ve G matrislerinin parametrelerini ortaya koyar. A ve G'deki parametre tahminleri kullanılıp (13)'ün sağ tarafındaki işlemler yapılarak elde edilecek nihai matrisin köşegen elemanları yapısal şok terimlerinin varyansını gösterecektir.

V. Türkiye İçin Para Politikası Endeksleri

Türkiye için para politikası ölçülerini elde etmek amacıyla Bernanke ve Mihov'un yarı-yapısal VAR yöntemi izlenecektir. Çalışmada 1987-1996 dönemi verileri kullanılmaktadır. Yukarıda sunduğumuz rezerv piyasası modeline uygun kurumsal değişiklikler 1987'den itibaren gerçekleştirilmiş olduğundan, çalışma bu dönemle sınırlı tutulmuştur. 1987'den itibaren Merkez Bankası'nın bilinen fonksiyonlarını yerine getirmesi ve bankacılık sisteminin toplam rezervlerinin kontrolüne dayanan para politikasına geçişi hızlandırmak için kurumsal değişiklikler getirilmiştir. Mali sistemde yenilikler gerçekleştirilmiş ve Merkez Bankası bünyesinde piyasalar oluşturulmuştur. Faizler üzerindeki kontroller kaldırılmış, konvertibiliteye geçilmiştir. Sermaye hareketleri serbestleştirilmiştir (Erçel 1996:9). Ayrıca, bu yıldan itibaren parasal program denemeleri başlamıştır.

Türkiye'deki para politikasının bir ölçüsünü elde etmek için öncelikle para politikasının nasıl yürütüldüğüne bakmak gerekir. Bunun için merkez bankasının amaçları, hedefleri ve uygulama prosedürlerinin ortaya çıkarılması gerekir⁽³⁾. İncelenen dönemde para politikası uygulamalarında seçilen hedef sabit kalmamıştır. 1987 ve 1988 yıllarında iktisadi büyüme ve enflasyonla ilgili makroekonomik hedeflere ulaşmak için ara hedef değişkeni olarak M2 seçilirken, uygulama hedef değişkeni olarak "rezerv para" seçilmiştir. Ancak, mali sektördeki değişiklikler nedeniyle M1, M2 gibi parasal büyüklükleri hedeflemenin artık anlamlı olmadığı düşüncesiyle, 1989'dan itibaren bu büyüklüklerin hedeflenmesinden vazgeçilmiştir. Öte yandan 1989'da para politikası, Merkez Bankası bilanço büyüklüğünün (toplam iç yükümlülükler) hedeflenmesine ve bunun için iç kredilerin denetim altına alınmasına yöneltilmiştir. Böylece 1990'da ilk parasal program ilan edilmiştir. Bu programda Merkez Bankası Parası, Toplam Yurtiçi Varlıklar, Toplam Yurtiçi Yükümlülükler ve Merkez Bankası Bilanço büyüklüğü üzerinde hedefler saptanmıştı. 1991'de ise Körfez Krizi, hükümet değişikliği ve erken seçimin yarattığı belirsizlikler nedeniyle parasal program açıklanamadı ve TL'nin ve döviz piyasasının istikrarını sağlamak amacıyla rezerv para kontrol edilmeye çalışıldı. 1992'de parasal program ilan edilmiştir. Bilanço büyüklüğü, toplam yurtiçi varlıklar, toplam yurtiçi yükümlülükler ve Merkez Bankası parası için hedefler konulmuştur.

Ancak, kısa bir sürede program hedeflerinin gerçekleşmesinin imkansız hale geldiği görülerek döviz kurunun istikrarı hedefine geri dönmek gerekmiştir. 1993'de kamu finansman açıklarının denetim altına alınamamasının parasal büyüklüklerin kontrolünü güçleştirmesi nedeniyle parasal program yine açıklanamamıştır. Buna karşın, finansal piyasalarda istikrarın sağlanması amaçlanmış ve döviz kurlarının ve faizlerin istikrarlı hareketi hedeflenmiştir. Merkez Bankası 1994 yılının Nisan ayı öncesinde kamu açıklarının merkez bankası kaynaklarıyla finansmanının yarattığı aşırı likiditenin döviz kurları üzerindeki baskısını kırmayı; Nisan sonrasında ise, mali piyasalarda istikrarı sağlamayı, döviz rezervlerini artırmayı ve net iç varlıkları giderek azaltmayı hedefledi. Bu politika Ekim 1995'e kadar sürdürüldü ve seçim dönemine girilmesiyle birlikte piyasalarda güven ortamının sağlanmasına çalışıldı. 1996'da da finansal piyasalarda istikrarın sağlanması ve korunması amaçlanmıştır. Yıl içinde uygulamaya konan program ile Merkez Bankası bilanço büyüklüğü kontrol altında tutulmaya çalışılmıştır.

Görüldüğü gibi incelenen dönem uzun bir dönem olmamasına karşın para politikası uygulamalarında hedefler ve uygulama prosedürleri çeşitli nedenlerle çok sık değiştirilmiştir. Uygulamaya konan parasal programlar sürdürülememiştir. Ayrıca, Merkez Bankası'nın para politikası uygulamaları, para politikası aracı, uygulama hedefi, ara hedef ve makroekonomik hedef silsilesine tam olarak uymamaktadır. Bu tablo belirli bir uygulama prosedürünü esas alan rezerv piyasası modeli yerine, herhangi bir uygulama prosedürüne bağlı kalmayan, yukarıda sunduğumuz tam belirlenmiş modelin Türkiye'deki banka rezerv piyasasının daha uygun bir gösterimi olabileceğine işaret etmektedir. Bu nedenle tam belirlenmiş model esas alınacaktır. Ancak, yan bir egzersiz olarak, tam belirlenmiş model üzerinde çeşitli uygulama prosedürlerinin empoze ettiği parametre kısıtlamaları test edilebilir, bunların geçerlilikleri değerlendirilebilir.

Çalışmada yukarıda sunduğumuz model ve yöntem, aylık ve üçer aylık veriler üzerinde ayrı ayrı uygulanmaktadır. Ancak, politika değişkenlerinin aynı dönemde ekonomiyi etkilemediği şeklindeki belirleme kısıtlaması nedeniyle aylık periyodlu verilerin daha sağlıklı sonuçlar vereceği beklenmektedir. Oluşturulan VAR modelinde para politikası hakkında bilgi taşıyan değişkenler olarak, mevduat bankaları toplam rezervi, Merkez Bankası'ndan ödünç alınmamış rezervler (ödünç dışı rezervler) ve bankalararası para piyasası gecelik ortalama faiz oranı

(interbank faizi) seçilmiştir. Bunların herbiri, Merkez Bankası'nın uygulama hedef değişkeni olarak seçebileceği değişkenlerdir. Mevduat bankalarının TCMB'den aldıkları avans ve reeskont kredileri bu bankaların toplam rezervinden çıkarılarak, ödünçdışı rezervler elde edilmiştir.

Politika dışı değişkenler olarak, mevcut makroekonomik durumun göstergesi olduğu düşünülen değişkenler seçilmektedir. Politika dışı değişkenler setinin Merkez Bankası'na bilgi taşıyan ve bankanın tepkide bulunduğu değişkenleri dışlamaması gerekir. Aksi takdirde, VAR'dan elde edilen sonuçlar yanıltıcı olabilir. Bu düşünceden hareketle, politika dışı değişkenler olarak, toplam üretim, fiyatlar genel seviyesi ve döviz kuru seçilmiştir. Aylık verilerde üretimin göstergesi olarak TCMB'nin sanayi üretim indeksi, üçer aylık verilerde ise DİE'nin Reel GSMH serisi kullanılmaktadır. Fiyatlar genel seviyesi, DİE'nin 1987 bazlı Toptan Eşya Fiyat Endeksi ile Tüketici Fiyat Endeksinin ortalaması olarak tanımlanmıştır. Döviz kuru olarak 1 ABD dolarının TL karşılığı kullanılmıştır.

VI. Tahmin ve Sonuçlar⁽⁴⁾

Değişkenlerin seçilen zaman serileri, modelde kullanılmadan önce ön incelemeye ve çeşitli testlere tabi tutularak onların modelde ne şekilde kullanılmaları gerektiğine karar verilmiştir. Faiz oranı dışında tüm değişkenler logaritmalarıyla kullanılmaktadır. Aylık verilerde sanayi üretim indeksi ve faiz oranı, üçer aylık verilerde ise sadece reel GSMH serisi mevsimsel unsur içermektedir.⁽⁵⁾ Bu seriler mevsimsel etkilerden arındırılmış olarak kullanılmaktadır. Faiz oranını her iki serisi de uyumsuz gözlem deperleri (outliers) içermektedir. Aylık verilerde 1994'ün ikinci ayından başlayan dört gözlem değeri, üçer aylık verilerde ise birinci gözlem değeri uyumsuzdur. Bu gözlem değerleri yerine Box-Jenkins yöntemiyle elde edilen tahmini değerler kullanılmıştır. Aylık değerlerin tahmininde ARMA(3,3) modeli, üçer aylık değerlerin tahmininde ise ARMA(2,2) modeli kullanılmıştır. Bu uyumsuz gözlem değerlerinin tahmin işleminde, uygun modelin belirlenmesi amacıyla 1987-1993 verileri kullanılmıştır. Belirlenen modellerin hata terimleri Ljung-Box Q istatistiğine göre otokorelasyon göstermemektedir. Ayrıca, bu modeller Akaike Bilgi Kriteri ile Schwartz'ın Bayesçi Kriteri'ne göre alternatif modellerden daha iyi bir uyuma sahiptir.

Tablo 1'de özetlenen Dickey-Fuller (1979, 1981) birim kök test sonuçlarına göre faiz oranı dışında tüm değişkenler birim kök içermektedir. Dolayısıyla, bu serilerin farkları durağandır. Faiz oranı ise, tahmin edilen Dickey-Fuller denklemine göre deterministik zaman trendi etrafında durağandır. Teorik olarak faiz oranının trend içermesi beklenmemektedir ve örnekleme döneminin kısalığı nedeniyle bu sonuç ortaya çıkmış olabilir. Bu nedenle faiz oranında da fark durağan olarak alınacaktır.

Durağan olmayan bu değişkenleri farklarını alarak durağanlaştırmadan önce, onlar arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olup olmadığını belirlemek amacıyla, Johansen'in (1988) eşbütünleşme testi yapılmıştır. Aralarında eşbütünleşme ilişkisi olan değişkenleri durağanlaştırmak için farklarının alınması, eşbütünleşme ilişkisinin temsil ettiği uzun dönemli denge ilişkisinin ve bunun empoze ettiği değişkenlerin bu denge ilişkisine dönme eğilimlerinin dışlanmasına neden olmaktadır. Bunun sonucunda ise değişkenlerin şoklara tepkisi aşırı bulunmaktadır. Johansen'in eşbütünleşme testi, bu testin yapıldığı denklemlere sabit ve deterministik trend terimlerinin dahil edilip edilmemesinden bağımsız olarak, mümkün tüm gecikmelerde değişkenler arasında en az birer tane eşbütünleşme ilişkisinin varlığını saptamıştır. Dolayısıyla, bu testlere ilişkin sonuçları burada sunmaya gerek duyulmamıştır. Durağan olmayan değişkenler eşbütünleşmiş iken bu değişkenleri ele almanın bir yolu değişkenlere, fark işlemini uygulamadan seviyeleri ile modelde yer vermektir. Diğer bir yol ise farklarını almak, ancak, eşbütünleşme ilişkilerinden elde edilen artık serilerinin bir gecikmesini açıklayıcı değişken olarak VAR denklemlerine sokmaktır. Fakat bu ikinci yol, eşbütünleşme ilişkilerinin sayısının doğru olarak saptanmasını gerektirmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin sayısı ise eşbütünleşme testinde denkleme alınan deterministik terimlerden ve gecikme sayısından etkilenmekte olup onu tam olarak belirleyebilmek güçtür. Bu nedenle birinci yolun daha uygun olduğu düşünülmektedir ve modelde, değişkenler seviyeleri ile yer alacaktır. Sadece fiyat endeksinin logaritmik birinci farkı, enflasyonun göstergesi olarak fiyat değişkeni yerine kullanılacaktır.

Tablo 1: Dickey-Fuller Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Testin Türü ^(a)	A ^(b)		B ^(c)		C ^(d)	
		D ^{0(e)}	D ¹	D ⁰	D ¹	D ⁰	D ¹
Sanayi Üretim Endeksi (Reel GSMH)	ADF(12) (DF) ^(g)	-2.11 ^(f) (-2.76)	-5.22* (-5.72*)	-0.76 (-0.44)		2.00 (2.51)	
Fiyat Endeksi	ADF(1) (DF)	-1.94 (-1.50)	-7.22* (-6.28*)	1.04 (1.57)		5.91 (14.27)	
Dolar Döviz Kuru	ADF(1) (ADF(1))	3.15 (-1.72)	-8.03* (-3.95*)	0.95 (0.72)		5.30 (3.39)	
Toplam Banka Rezervi	ADF(1) (ADF(5))	-0.78 (-0.39)	-13.8* (-4.97*)	1.82 (2.30)		8.28 (2.83)	
Ödünç Alınmamış Rezerv	ADF(3) (ADF(5))	-1.72 (-0.38)	-10.7* (-5.58*)	1.24 (2.41)		4.21 (3.34)	
İnterbank Faizi	DF (DF)	-5.28* (-6.92*)					
Kritik Değerler	$\alpha=0.05$	-3.45 (-3.60)		-2.89 (-3.00)		-1.95 (-1.95)	

(a) Birim kök testleri yapılmadan önce Lagrange Çarpan testi yapılarak birim kök testinin Dickey-Fuller (DF) ve genişletilmiş (augmented) Dickey-Fuller (ADF) testlerinden hangisine göre yapılacağına karar verilmiştir. ADF'ye karar verildiğinde ise gecikme sayısının ne olması gerektiği Campbell ve Perron'un (1991) yöntemi kullanılarak bulunmuştur. Parantez içindeki rakamlar teste kullanılan gecikme sayısını göstermektedir.

(b) Sabit ve trend içeren DF (veya ADF) regresyon denklemi kullanılmıştır.

(c) Sabit içeren DF (veya ADF) regresyon denklemi kullanılmıştır.

(d) Sabit ve trend içermeyen DF (veya ADF) regresyon denklemi kullanılmıştır.

(e) D⁰, serinin seviyesine ve D¹ ise birinci farkına birim kök testinin uygulandığını göstermektedir.

(f) "*" birim kökün olduğunu iddia eden Ho hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

(g) Parantez içinde üçer aylık değişkenlere ait sonuçlar özetlenmektedir.

Bernanke ve Mihov'un para politikası endekslerini elde etme yöntemi, ilk aşamada (3)-(4) sisteminin tahminini gerektirmektedir. Bu denklemler indirgenmiş formda olduğundan, en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmiştir. Herbir denklemdaki gecikme sayısının tesbitinde artık terimlerinin otokorelasyon göstermemesi kriteri esas alınmıştır. Bu amaçla yapılan Lagrange Çarpan testi ve Ljung-Box Q istatistiğine dayanan Ki-kare testi, aylık model için 6 gecikmenin, üçer aylık model için ise 2 gecikmenin uygun olduğunu göstermektedir. Örnekleme döneminin

kısalığı da dikkate alınır, bu gecikmelerin optimal olduğu söylenebilir. Modellerde bu gecikmeler kullanılmıştır. İkinci aşamada ise tam belirlenmiş rezerv piyasası modeli genelleştirilmiş moment yöntemiyle tahmin edilmiştir.

(3)-(4) sisteminin tahmin sonuçlarının, VAR denklemlerinin artıkları dışında, bizim için bir önemi yoktur. Önemli olan, rezerv piyasası değişkenlerinin VAR artıkları yönünden kurulan rezerv piyasası modelinin parametre tahminleri (yapısal VAR sistemi) ve bu parametreler kullanılarak türetilen para politikası serileridir. Tam belirlenmiş rezerv piyasası modelinin parametrelerine ilişkin tahmin sonuçları Tablo 2'de özetlenmektedir.

Tablo 2: Tam Belirlenmiş Rezerv Piyasası Modelinin Parametre Tahminleri ve Kısıtlamaların Testi

Örnek Dönemi 1987-1996	Parametre Tahminleri ve p-değerleri			Parametre Kısıtlamalarının ayrı ayrı testleri p-değerleri				Parametre Kısıtlamalarının Birlikte Testi p-değerleri		
	β	ϕ^a	ϕ^b	$\phi^a=0$	$\phi^b=0$	$\phi^a=1$	$\phi^b=-1$	$\phi^a=0$ $\phi^b=0$	$\phi^a=1$ $\phi^b=-1$	$\phi^a=1$ $\phi^b=0$
Aylık Veriler	0.000	0.876 (0.007)	0.699 (0.00)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Üç Aylık Veriler	0.666 (0.00)	-1.53 (0.00)	0.737 (0.00)	0.00042	0.000024	0.0028	0.0003	0.0018	0.00036	0.0009

Tablo'daki p-değerleri testin marjinal anlamlılık seviyesini göstermektedir. p-değeri testin anlamlılık seviyesi olarak seçilen a değerinden küçükse, H_0 hipotezi reddedilmektedir. Kısıtlamalarla ilgili testlerde, H_0 hipotezinde ilgili kısıtlamaların geçerli olduğu varsayılmaktadır.

Tablo 2, gerek aylık gerekse üçer aylık veriler için tam belirlenmiş rezerv piyasası modelinin tahmin edilen parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı olduklarını göstermektedir. Tabloda, parantez içinde ilgili katsayıya ait p-değerleri gösterilmektedir. Aylık ve üçer aylık modelin parametre tahminleri β ve ϕ^b yönünden benzer iken, ϕ^d yönünden hem işaret hem de büyüklük olarak oldukça farklılık göstermektedir. ϕ^d toplam rezerv şoklarına Merkez Bankası'nın tepki katsayısını göstermekteydi. Bu bulgu, merkez bankasının çok kısa dönemde toplam rezerv talep şoklarını karşılamakla karşı karşıya olduğu, nisbeten daha uzun bir döneme geçildiğinde ise daha esnek davranabildiği ve hatta daha önceden sunduğu

rezervleri geri çekebildiği başlangıç varsayımına kısmen uymaktadır. β ve ϕ^b 'nin işaretleri ise beklentilere uygundur. β 'nin pozitif işareti, Merkez Bankası'ndan ödünç rezerv talebi ile bu rezervleri piyasada satmanın fiyatı (interbank faizi) arasında varsayılan pozitif ilişkiyi doğrulamaktadır. ϕ^b 'nin pozitif işareti ise Merkez Bankası'nın ödünç rezerv talep şoklarını karşıladığını göstermektedir. Yine, her iki modelde de, uygulama prosedürlerinin her birine uygun olarak getirilen kısıtlamaların geçerli olmadığı görülmektedir. Bu sonuç, incelenen dönemde Merkez Bankası'nın belirlenen uygulama prosedürlerinden hiç birine bağlı kalmadığını, büyük bir olasılıkla çeşitli alt dönemlerde uygulama prosedürlerini değiştirmekte olduğunu göstermektedir. Sonuç beklentimize uygundur. O halde para politikası göstergelerinin oluşturulmasında tam belirlenmiş rezerv piyasası modeli esas alınmalıdır.

Tam belirlenmiş modelden tahmin edilen parametreler (7) sayılı denklemde gösterildiği gibi P vektörüyle birlikte işleme tabi tutulduğunda, para politikası hakkında bilgi sağlayan değişkenlerin doğrusal birleşimi olarak yeni birleşik gösterge değişkenler elde edilmektedir. Bu yeni vektörün ikinci değişkeni "genel para politikası göstergesine" karşılık gelmektedir. Bu şekilde elde ettiğimiz politika değişkenine ait seriye, "para politikası durum endeksi" diyeceğiz. Bu endeks, para politikasının egzojen ve endojen kısımlarını birlikte içermektedir. (12)'nci denklemde gösterildiği biçimde, tam belirlenmiş modelin parametreleri ile rezerv piyasası değişkenleri artık terimleri işleme tabi tutulduğunda ise para politikası şok serisi elde edilmektedir. Bu seriye de "beklenmeyen para politikası endeksi" diyeceğiz. Bu endeks para politikası durum endeksinden çıkarıldığında ise, "beklenen para politikası endeksi" elde edilmektedir.

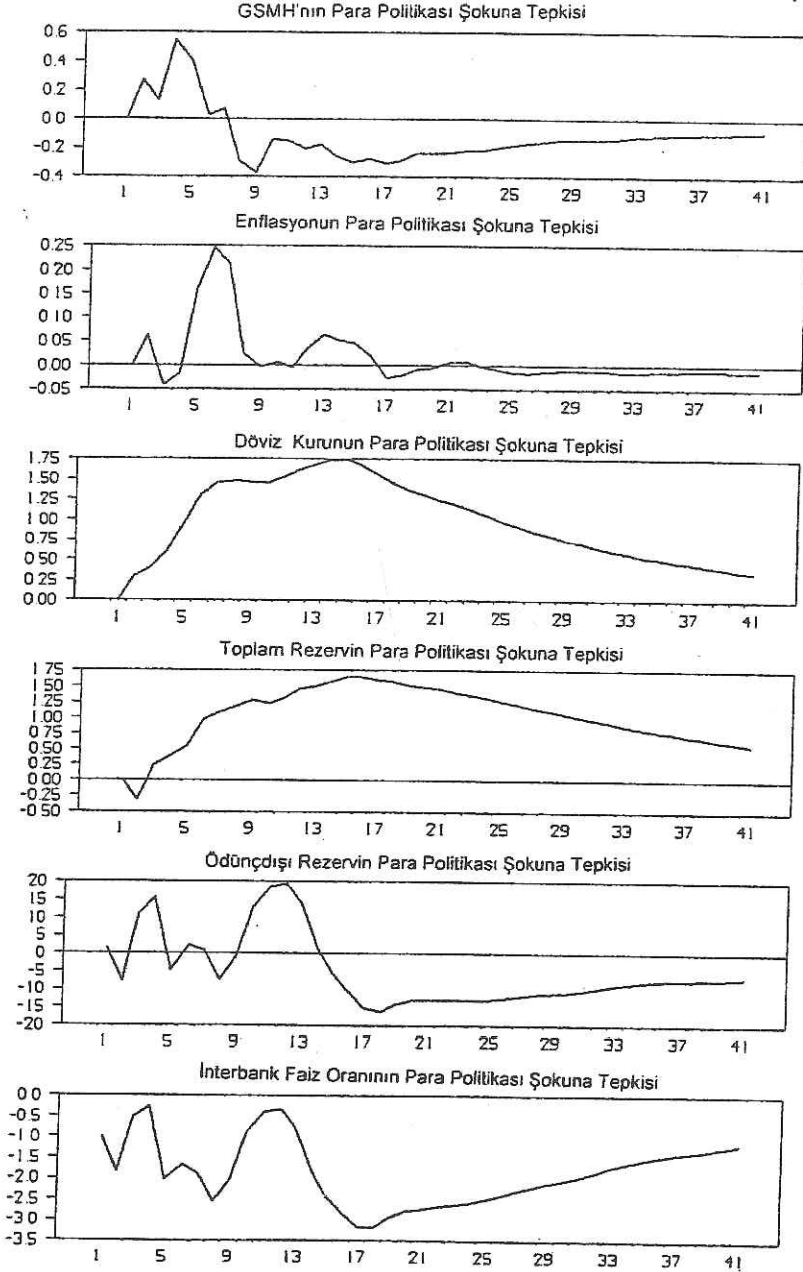
Aylık ve üçer aylık veriler kullanılarak oluşturulan endeksler tam olarak birbirleriyle çakışmamaktadır. Hangisinin sonuçlarının daha sağlıklı olduğunu belirlemek için her bir veri türü altında oluşturulan para politikası durum endeksindeki beklenmeyen bir para politikası şokuna, sistemdeki tüm değişkenlerin tepkisi değerlendirilmektedir. Bu amaçla çizilen uyarım tepki fonksiyonu grafiklerine göre, aylık veriler altında değişkenlerin tepkisinin yönü önemli derecede beklentilere uygundur (Şekil 1). Üç aylık verilerde ise interbank faiz oranı, para politikasındaki pozitif bir şoka (genişletici bir para politikasına) beklentilerin tersi

yönünde tepkide bulunmaktadır (Şekil 2). Normal olarak genişletici para politikası şokuna karşı bu faiz oranının ters yönde tepki vermesi beklenir. Halbuki üçer aylık modelde düşme yerine artma yönünde bir tepki göstermiştir. Bu bulgu, veri periyodu uzun iken para politikasını yürüten Merkez Bankası'na bilgi taşıyan başka değişkenlerin varlığıyla açıklanabilir. Diğer bir ifadeyle, Merkez Bankası'na bilgi taşıyan değişkenlerin sayısı artabilir veya değişkenlerin bilgi içerikleri daha uzun veri periyodunda farklılaşabilir. Dolayısıyla, üçer aylık veriler kullanarak oluşturduğumuz VAR değişkenlerinin uygun ya da yeterli olmadığı söylenebilir. Üçer aylık veriler kullanıldığında, başlangıçta yaptığımız belirleme varsayımlarından 'politika dışı değişkenlerin para politikası şoklarına aynı dönemde tepkide bulunmadığı' varsayımı da tartışmalı hale gelmektedir. Bu durum da aylık verilerle çalışmayı desteklemektedir. Sonuç olarak, aylık verilere dayanan modelin sonuçlarının daha sağlıklı olduğu söylenebilir.

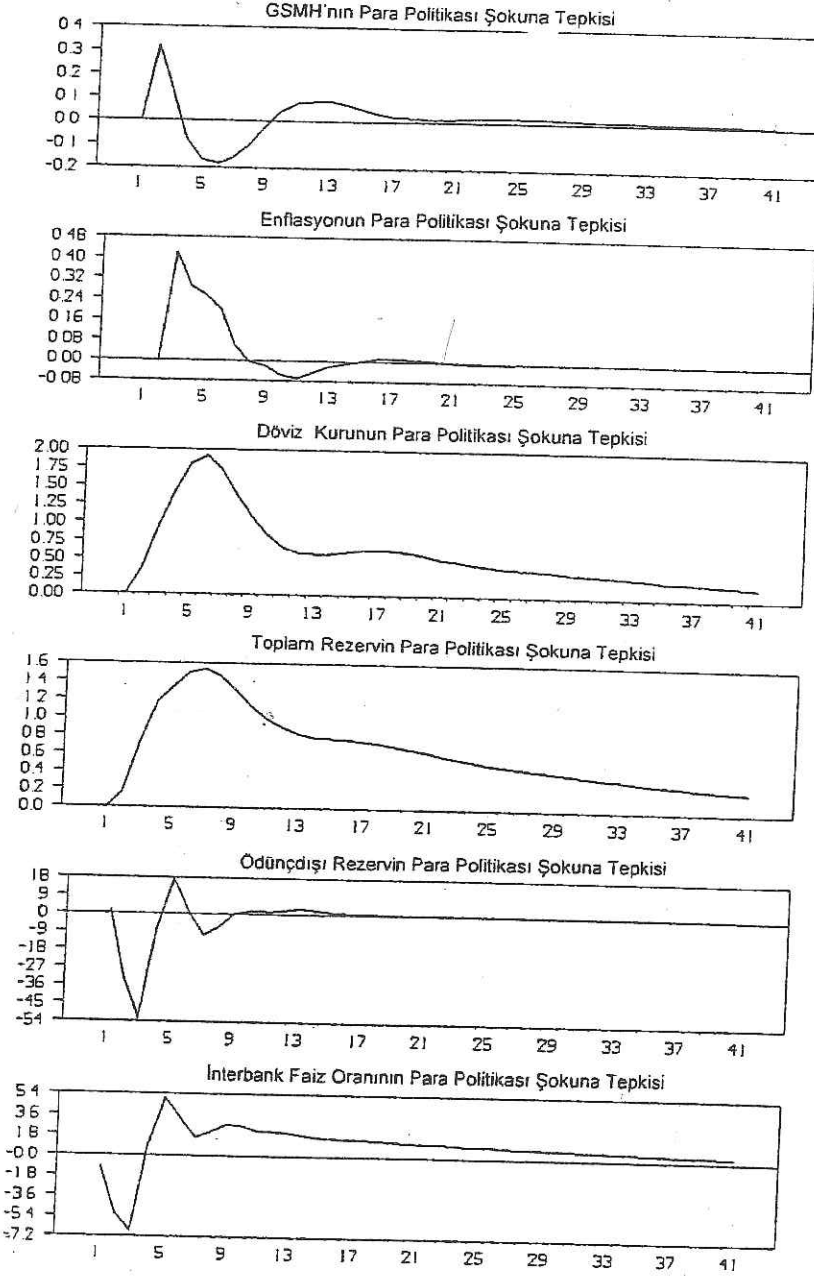
Aylık verilerin kullanıldığı modelden çıkarılan para politikası endeksleri Şekil 3'de gösterilmektedir. Şeklin birinci grafiği, beklenen ve beklenmeyen para politikalarını birlikte içeren para politikası durum endeksini göstermektedir. Grafikler genel olarak karşılaştırılırsa, para politikası durum endeksinin büyük bir oranda beklenen (endojen) unsurun büyüklüğünün etkisi altında olduğu görülmektedir. Beklenen kısım, gecikmeli ve gecikmesiz politika dışı makroekonomik değişkenler ile gecikmeli politika değişkenleriyle açıklanan ya da tahmin edilen kısmı ifade etmektedir.

Para politikasının tarihsel bir değerlendirmesini yapmak istersek, para otoritesinin kendi isteğiyle yönlendirdiğini kabul ettiğimiz beklenmeyen para politikasının birkaç dönem için dahi olsa istikrarlı bir yapı göstermediğini; genişletici para politikasına karşılık gelen pozitif değerler ile sıkı para politikasına karşılık gelen negatif değerlerin tesadüfi bir dağılım içinde olduğunu söyleyebiliriz. Beklenmeyen para politikasının aşırı genişletici olduğu dönemlerin hemen ardından sıkı para politikasının izlendiği gözlenmektedir. Dikkati çeken bir diğer nokta ise beklenen para politikaları ile beklenmeyen para politikalarının gelişme yönlerinin birbirine paralel olmasıdır. 1988-89 ve 1993-96 alt dönemlerinde beklenmeyen para politikasının şiddeti, her iki yönde de diğer dönemlere göre daha büyüktür.

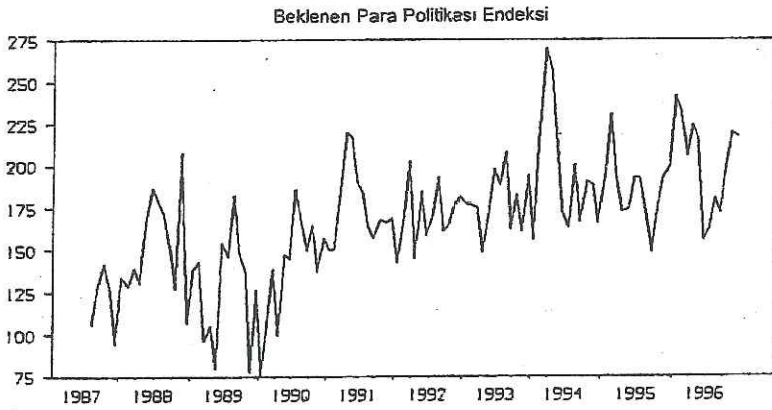
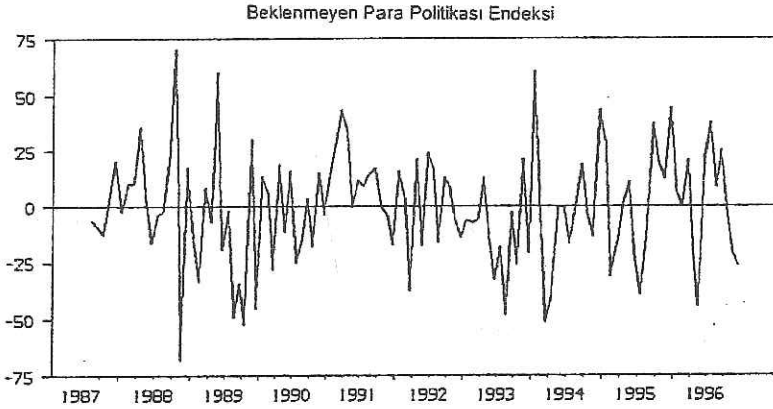
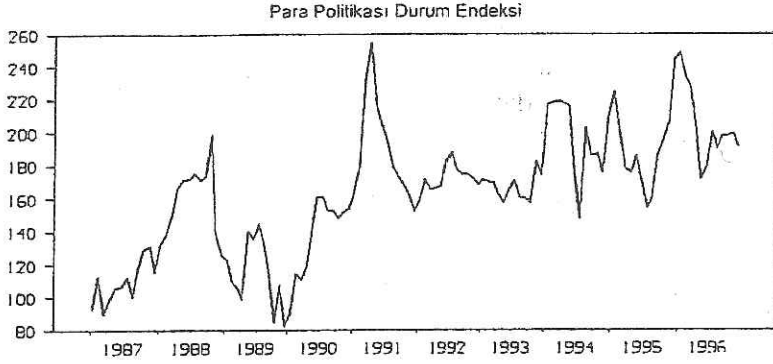
Şekil 1: Uyarım Tepki Fonksiyonları (Aylık Veriler)



Şekil 2: Uyarım Tepki Fonksiyonları (Üçer Aylık Veriler)



Şekil 3: Para Politikası Endeksleri



VII. Sonuç

Para politikasının ölçüsünü oluşturmaya çalışan son çalışmalarda iki farklı yaklaşım izlenmektedir: (1) Friedman ve Schwartz'ın (1963) anlatsal yaklaşımı ve (2) merkez bankasının uygulama prosedürleri ve/veya rezerv piyasası değişkenleri hakkındaki bilgiyi kullanarak, para politikasının verilere dayanan bir endeksini oluşturma yaklaşımı. Bu çalışmada ikinci yaklaşım benimsenmiştir. Bu yaklaşım, Bernanke ve Mihov'un yarı yapısal VAR yöntemi kullanılarak uygulanmaktadır. Bernanke ve Mihov'un yöntemi, benzer yarı-yapısal VAR yöntemlerinden farklı olarak, para politikası hakkındaki bilgiyi banka rezerv piyasasından çıkarmaktadır. Bunun yanında, merkez bankasının uygulama prosedürüne ilişkin bilgi de bu rezerv piyasası modelinde kullanılabilir. VAR yöntemi izlenerek Türkiye için para politikası endeksleri oluşturulmuştur. Genel para politikasının ölçüsü olarak oluşturulan para politikası durum endeksine uygulanan egzojen bir şoka, sistemdeki değişkenlerin tepkisi teorik beklentilere uygun çıkmıştır. Bu sonuç özellikle aylık veriler altında geçerlidir. Bu nedenle, aylık verilere dayanarak oluşturulan endeksler daha sağlıklı kabul edilmiştir. Tahmin edilen banka rezerv piyasası modeli, TCMB'nin belirli bir uygulama prosedürüne bağlı kalmadığı şeklindeki ön düşüncemizi doğrulamaktadır. Aylık verilere dayanarak oluşturulan endeksler Türkiye'de para politikası beklentilerinin, büyüklük yönünden sapma göstermekle birlikte, politikanın yönü itibarıyla genel olarak sapsız olduğunu ortaya koymuştur.

Notlar:

(1) Türkiye ekonomisindeki yeni finansal araçlar ve para arzının yeniden tanımlanması konusunda bkz. Çilli ve Gürgenci (1994).

(2) Daha sonra görüleceği gibi, Türkiye'deki uygulama, bu varsayımın geçerli olduğunu göstermektedir.

(3) Burada sunulacak bilgiler TCMB'nin Yıllık Raporlarından çıkarılmıştır.

(4) Eşbütünleşme dışında tüm işlemler, Doan'ın RATS (1992) paket programında gerçekleştirilmiştir. Eşbütünleşme testi ise, Pesaran ve Pesaran'ın (1991) MICROFIT paket programında yapılmıştır.

(5) Değişkenlerin mevsimsel unsur içerip içermediği, eğer içeriyor ise biçimi, RATS programının kendisi tarafından saptanmış ve gerekli şekilde elenmiştir.

Kaynakça

- BERNANKE, B. (1986); "Alternative Explanations of the Money Income Correlations", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, XXV, s.59-99.
- _____ (1995); "What do we Know about How Monetary Policy Affects the Economy?". *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, May/June.
- BERNANKE, B. ve A. BLINDER (1992); "The Federal Fund Rate and the Channels of Monetary Transmission". *American Economic Review*, LXXXII, 4, s.901-921.
- BERNANKE, B. ve I. MIHOV (1995); "Measuring Monetary Policy", *NBER Working Paper*, no:5145, s.1-47.
- BOSCHEN, J. ve L. MILLS (1991); "The Effects of Countercyclical Policy on Money and Interest Rate: An Evaluation of Evidence from FOMC Documents", *Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper*, no.91-20.
- CAMPBELL, J.Y.ve P. PERRON (1991); "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots", *NBER Macroeconomics Annual*.
- CHRISTIANO, L.J., M. EICHENBAUM ve C. EVANS (1994); "Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks", *Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper*, no.94-7.
- ÇİLLİ, H. ve Z. GÜRGENCİ (1994); "Parasal Büyüklüklerin Yeniden Tanımlanması İçin Bir Öneri", *TCMB Tartışma Tebliği*, no.9401.
- DICKEY, D. A. ve W. A. FULLER (1979); "Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Assosiation*, LXXIV, s.427-431.
- _____ (1981); "Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Econometrica*, IL, 4, s.1057-1072.
- DOAN, Thomas (1992); *RATS User's Manual*, Version 4, Estima, Evanston.
- EICHENBAUM, Martin (1992); "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, XXXI, s.1001-1011.
- ERÇEL, Gazi (1996); "Türkiye'de Para Politikası Uygulamaları ve Etkileri", *İşletme ve Finans Dergisi*, no.126, s.5-15

- FRIEDMAN, M. ve A. J. SCHWARTZ (1963); **A Monetary History of the United States, 1867-1960**, Princeton Uni. Press, Princeton.
- JOHANSEN, Soren (1988); "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, XII, s. 231-254.
- PESARAN, M., H. ve B. PESARAN (1991); **MICROFIT 3.0 An Interactive Econometric Software Package**, London: Oxford University Press.
- ROMER, C. D. ve D. H. ROMER (1989); "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", **NBER Macroeconomics Annual**, s. 120-170.
- SIMS, Christopher A. (1992); "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts", **European Economic Review**, XXXI, s.975-1000.
- STRONGIN, Steven (1992); "The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle", **Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper**, no.92-27.