

## TÜRKİYE'DE PARA POLİTİKALARININ ETKİNLİĞİ AÇISINDAN LİKİDİTE ETKİSİNİN ÖLÇÜLMESİ\*

Yrd. Doç. Dr. Burhan DOĞAN\*\*

### ÖZ

*Merkez bankaları uygulayacakları para politikasına karar verirken ülkedeki parasal dinamiklerin faizlerle olan etkileşimini göz önünde bulundurmamak durumundadırlar. Bu etkileşimden yola çıkarak likidite etkisinin araştırılması, ülkedeki makro ekonomik hedeflere ulaşılmasında hangi para politikası araçlarının ne şekilde kullanılması gerektiğine yardımcı olacaktır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de likidite etkisini ölçerek Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının uyguladığı para programlarının etkinliğini, geliştirilen yapısal VAR modeli aracılığıyla 1990:1-2007:3 dönemi için incelemektir. Geliştirilen model, likidite etkisini incelememize olanak tanıyarak bir yandan para politikasının etkinliğini değerlendirmek, diğer yandan para politikasının yürütülmesinde kullanılan parasal ölçütler ile diğer makro değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla kullanılabilir. Faiz oranının, para politikasındaki bir şoka dinamik cevabı, dolaşımdaki nakit, serbest rezervler, M1 ve M2 gibi farklı parasal ölçütler kullanılarak incelenmiştir. Tahmin sonuçlarına göre, serbest rezervler ve M2’ye artış yönünde uygulanan bir şoka faiz oranının tepkisi negatif olmuştur. Yaşanan parasal şokun diğer makro ekonomik değişkenler üzerindeki etkisi incelendiğinde teorik beklentilerin çoğunlukla doğrulandığı görülmüştür.*

**Anahtar Kelimeler:** Likidite Etkisi, Para Politikası, Merkez Bankası, Dinamik Tepkiler

## MEASUREMENT OF LIQUIDITY EFFECT FROM THE VIEW OF THE EFFICIENCY OF MONETARY POLICIES IN TURKEY

### ABSTRACT

*When deciding the monetary policies they implement, central banks have to take into account the interaction between the monetary dynamics and the interest rates. Therefore, the investigation of liquidity effect will help which monetary policy tools should be used in what ways in order to reach the macroeconomic targets of the country in question. This study aims to examine the effectiveness of the monetary program between 1990:1-2007:3 period that the Turkish Central Bank has implemented by measuring the liquidity effect in Turkey, by means of VAR methodology. The model enables us to examine the liquidity effect and not only helps to evaluate the effectiveness of the monetary policy but also examines the relationship between the monetary measures used in the implementation of monetary policies and the other macro variables. Interest rates were examined in terms of a dynamic response to a shock in monetary policies, currency in circulation, free reserves and different monetary measures like M1 and M2. According to the results of the estimates, the reaction of the interest rates to a shock applied to free reserves and M1 in an increasing trend was negative. When the impact of the monetary shock on the other macro economic variables were examined, theoretical expectations mostly came true.*

**Keywords:** Liquidity Effect, Monetary Policy, Central Bank, Dynamic Response

\* Bu çalışma Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı’nda “Türkiye’de Para Politikalarının Etkinliği Açısından Likidite Etkisinin Ölçülmesi” ismiyle tamamlanarak Eylül 2005 tarihinde savunulan doktora tezinden güncellenerek üretilmiştir.

\*\* Anadolu Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, e-mail: burhand@anadolu.edu.tr

## 1. GİRİŞ

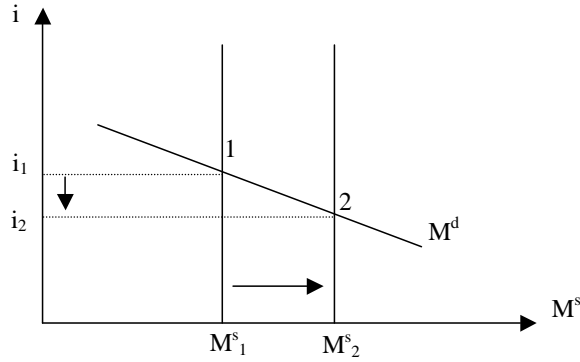
Likidite etkisinin literatürde taşıdığı önem, birkaç nedenle açıklanabilir. İlk olarak para politikasının aktarım mekanizmasıyla ilgili geleneksel düşünce, “para arzında gerçekleşen bir artışın, faiz oranlarını azalttığı taktirde harcamalar üzerinde güçlü bir etkiye sahip olacağını” söylemektedir. Dolayısıyla, para politikasının etkinliği, likidite etkisinin varlığını gerekli kılmaktadır. İkinci olarak para arzındaki bir artışın kısa dönemde nominal faizleri azalttığını, ancak para arzındaki bu artışın neden olduğu beklenen enflasyon etkisinin, uzun dönemde likidite etkisini ortadan kaldıracak derecede ağırlık kazandığını belirtmektedir. Gelişmekte olan ülkelerin çoğu ve çok sayıda gelişmiş ülke, ekonomik büyümenin ilk aşamalarında iken; “düşük maliyetli finansman” politikasına dayanarak, yatırım harcamalarını ve reel üretim artışını teşvik etmek amacıyla genişlemeci bir para politikası yoluyla faiz oranını düşük düzeyde tutmaya çalışmışlardır. Bu durum, özellikle gelişmekte olan ülkeler için, likidite etkisini daha da önemli kılan bir unsurdur. Bu yüzden diğer ülkelerde para politikasındaki bir değişimin, kısa dönemli faiz oranları üzerinde yaratacağı likidite etkisinin varlığının araştırılması, bu konudaki eksikliği giderecektir.

## 2. LİKİDİTE ETKİSİNİN ORTAYA ÇIKMASI

Para arzındaki bir artışa, faiz oranlarının kısa dönemli cevabı olan likidite etkisi, kantitatif parasal ekonomide daima önemini koruyan bir konu olmuştur ( Pagan ve Robertson, 1998, s.202). Örneğin, çoğu iktisatçı merkez bankasının piyasadan devlet tahvillerini satın almasıyla çok kısa dönemde nominal faiz oranlarının düşeceğine inanır. Ancak, bu olgunun gerçekleştiğini gösteren sağlam kanıtlara ulaşmak çok zordur (Hamilton, 1997, s.80). Parasal büyüklükler ve faiz oranı arasındaki kısa dönemli negatif bir ilişki (likidite etkisi), para politikası tartışmalarının merkezidir (Leeper ve Gordon, 1992, s.341). Para-faiz oranı ilişkisinin, parasal politika uygulamalarında kullanılması ve likidite etkisinin, parasal geçiş mekanizmasına ilişkin geleneksel görüşte merkezi bir rol oynaması nedeniyle, para otoritelerinin bu ilişkinin söz konusu ekonomide nasıl çalıştığını bilmeleri son derece önemlidir. Bu nedenle otoriteler, belirlenen bir para politikası rejiminde, bu ilişkinin nasıl çalıştığını ve enflasyonist beklentilerin para stokundaki değişimlere ne derece duyarlı olduğunu bilmek durumundadırlar (Catalán ve Herrera, 2003, s.2).

### 2.1. Likidite Etkisi'nin Tanımı

Para miktarındaki bir artış başlangıçta faiz oranlarında bir düşüğe neden olacaktır. Bu tür para miktarındaki değişimlerin gerçekleşmesinin ardından kısa dönemde faiz oranlarındaki tersine değişimin gerçekleşmesiyle oluşan etkiye likidite etkisi denilmektedir. Aşağıdaki grafik 1’de para miktarındaki bir artış nedeniyle  $M^s_1$ ’in sağa kaydırıldığını kabul edelim. İlk anda, elde tutulan para miktarı artmış olacaktır. Bu aşamada gelir hemen yükselmezse; ekonomi,  $M^s_2$  ve  $M^d$ ’nin kesiştikleri 2 noktasında dengeye gelecektir. Piyasadaki para miktarının artması fiyatların henüz yükselmemesine bağlı olarak, kişilerin ellerindeki para miktarını yükseltir.



**Grafik 1. Likidite Etkisi**

Likidite etkisi, para stokundaki arz değişimleri karşısında faiz oranlarının verdiği cevapla ortaya çıkan bir ilişki olarak tanımlanabilir. Tarihsel olarak para ve faiz oranları arasındaki ilişki bilinmesine rağmen, bu tür bir ilişkiyi açıklamak üzere “likidite etkisi” terimini ilk kullanan kişi, 1969 yılında Friedman olmuştur (Friedman, 1969, s.11-27). Friedman’ın likidite etkisi tanımında ilginç olan unsur, onun bu tür bir olgunun varlığını ortaya koymak için son derece basit bir argüman ileri sürmüş olmasıdır; yani bireyler fazladan para tuttuklarını hissettiklerinde tahvil satın almaya karar verirler. Bu da tahvil fiyatlarını arttıracak ve faiz oranlarını düşürecektir. Friedman’ın, bu olguyu hanehalkı merkezli bir sorun olarak tanımlamasına karşın, bugün bankacılık merkezli bir sorun olan likidite etkisi teriminin modern yaklaşımı bu anlamda biraz farklılık arz etmektedir. ABD’de likidite etkisinin ortaya çıktığı piyasa, Federal Fon piyasasıdır. Bu piyasada, bankalar başlıca iki nedenle rezerv talebinde bulunurlar: FED tarafından belirlenen rezerv ihtiyaçlarını karşılamak ve ödemelerini gerçekleştirmek için fon toplamak. Bu piyasaya yönelik arz, yine aynı bankalar tarafından verilmekte ve FED’in yaptığı müdahalelerle kontrol edilmektedir. Bankalararası para piyasası, genel olarak halkın doğrudan doğruya girişinin mümkün olmadığı bir piyasadır ve dolayısıyla, Friedman’ın likidite etkisinin varlığına ilişkin olarak ileri sürdüğü argüman, bu anlamda pek uygun değildir (Jalil, 2004, s.3).

Christiano, likidite etkisini, “Merkez bankası tarafından, parasal tabanın büyüme oranında yaratılan dışsal, kalıcı ve yükselme yönündeki bir şokun, önemli bir zaman süreci boyunca, nominal faiz oranlarında azalma yaratması” biçiminde tanımlamaktadır (Christiano, 1996, s.3). Christiano’nun tanımladığı gibi, likidite etkisinin paranın miktarındaki değişimlerle değil parasal büyüme oranındaki değişimlerle bağlantılı olması gerekir (Crowder, 1997, s.4).

Temel olarak, parasal büyüme sürecinin, nominal faiz oranları üzerinde, iki farklı etki yaratması söz konusudur. Likidite etkisi, para politikasının geçici bir aşırı para arzına (talebine) verilen kısa dönemli cevapla bağlantılıdır: Ekonomik birimler, bu geçici dengesizliği ortadan kaldırmak amacıyla tahvil satın aldıkları (sattıkları) için, nominal tahvil fiyatları yükselmekte (düşmekte) ve bu tahvillerin getiri oranı azalmaktadır (artmaktadır). Para arzı artış oranındaki bu değişimin sürekli olması halinde ise, faiz oranı üzerindeki etkisi (Fisher etkisi), faiz oranlarının para arzı artış oranındaki değişimle aynı yönde hareket etmesine neden olmaktadır (Crowder, 1997, s.4-5).

Likidite etkisinin geleneksel açıklaması, para talebi analizine dayanmaktadır. Friedman tarafından 1969 yılında yapılan çalışmada da görüldüğü gibi, bu analiz; para arzının dışsal olduğu varsayımına dayanmaktadır. Para arzının dışsal olması halinde, para arzı ve para talebinin aynı faktörlerden etkilenmesi söz konusu olabilir. Bu durumda, para arzı ve faiz oranı arasındaki kısa dönemli negatif



ilişkinin; para talebi ve faiz oranı arasındaki ilişki nedeniyle mi, hem para talebini hem de para arzını etkileyen 3. faktörler nedeniyle mi, yoksa bu iki etkinin farklı derecelerdeki kombinasyonları nedeniyle mi ortaya çıktığının ayrıştırılması güçtür (Kim ve Ghazali, 1999, s.744).

Bazı ekonomistler, paranın ekonomik birimler arasındaki asimetrik dağılımı nedeniyle ekonomide bir rol üstlendiğini ileri sürmektedirler. Yani, para ilk olarak finansal araçlara dağıtılmakta, ardından firmaların eline geçmekte ve son olarak hanehalkına ulaşmaktadır (Hendry ve Zhang, 2001, s.153). Finansal varlıkların nakde dönüştürülmesinde işlem maliyetlerinin söz konusu olduğu bir modelde, beklensin yada beklenmesin finansal piyasaya yapılan dışsal bir para enjeksiyonu, başlangıçta nominal faiz oranında bir azalmaya neden olmalıdır. Çünkü, finansal varlıklarını nakde dönüştürmeleri durumunda işlem maliyetleriyle karşı karşıya kalan hanehalklarının, finansal piyasaya yönelmeleri ve enjekte edilen paradan yararlanmaları için, nominal faizlerin azalması gerekmektedir. Bu yüzden, sadece beklenmeyen değil, aynı zamanda beklenen para enjeksiyonları da, nominal faiz oranlarındaki değişimlerle likidite etkisi tipinde bir cevabı yaratacaktır (Aiyagari ve Braun, 1998, s.4).

## 2.2. Likidite Etkisi'nin Önemi

Likidite etkisine ilişkin çalışmaların çoğu A.B.D.'yi konu almakta olup; gelişmekte olan ya da diğer gelişmiş ülkeleri inceleyen sınırlı sayıda araştırma mevcuttur. Buna karşılık gelişmekte olan ülkelerin çoğu ve çok sayıda gelişmiş ülke, ekonomik büyümenin ilk aşamalarında iken; “düşük maliyetli finansman” politikasına dayanarak, yatırım harcamalarını ve reel üretim artışını teşvik etmek amacıyla genişlemeci bir para politikası yoluyla faiz oranını düşük düzeyde tutmaya çalışmışlardır. Bu durum, özellikle gelişmekte olan ülkeler için, likidite etkisini daha da önemli kılan bir unsurdur. Bu yüzden diğer ülkelerde para politikasındaki bir değişimin, kısa dönemli faiz oranları üzerinde yaratacağı bir likidite etkisinin varlığının araştırılması, bu konudaki eksikliği giderecektir (Kim ve Ghazali, 1999, s.744).

Likidite etkisinin literatürde taşıdığı önem, birkaç nedenle açıklanabilir. İlk olarak para politikasının aktarım mekanizmasıyla ilgili geleneksel düşünce, “para arzında gerçekleşen bir artışın, faiz oranlarını azalttığı takdirde harcamalar üzerinde güçlü bir etkiye sahip olacağını” söylemektedir. Dolayısıyla, para politikasının etkinliği, likidite etkisinin varlığını gerekli kılmaktadır. İkinci olarak, likidite etkisi monetarist modellerde yer alan yapısal bir unsurdur. Friedman tarafından 1968 yılında ve Cagan tarafından 1972 yılında (Cagan, 1972, s.2) yapılan çalışmaların monetarist modellerindeki geleneksel analiz, para arzındaki bir artışın kısa dönemde nominal faizleri azalttığını, ancak para arzındaki bu artışın neden olduğu beklenen enflasyon etkisinin, uzun dönemde likidite etkisini ortadan kaldıracak derecede ağırlık kazandığını belirtmektedir (Chen, Tsai, Wu, 2004, s.501-502).

## 2.3. Likidite Etkisi Hakkında Yapılan Ampirik Çalışmaların Gözden Geçirilmesi

Genelde tek-eşitlikli yöntemlere dayalı olarak yapılan çalışmalar (Örneğin, Mishkin (1982); Richenstein (1987); Thornton (1988) ve (2001) çalışmaları gibi) likidite etkisini bulmakta başarısız olmuşlardır. Ancak likidite etkisinin bulunmadığı sonucu, çok eşitlikli modellere dayalı olarak yapılan analizlerde (Örneğin, Sims (1992); Gordon ve Leeper (1994); Eichenbaum ve Evans (1992); Christiano, Eichenbaum ve Evans (1994); Pagan ve Robertson (1995) yapılan çalışmalar) genellikle likidite etkisinin bulunması nedeniyle, değişime uğramaktadır. Bu çok eşitlikli model yaklaşımı, likidite etkisinin varlığını incelemek için, VAR ya da yapısal VAR kullanmaktadır.

Daha önceki literatür, likidite etkisini, doğrusal bir sisteme dayalı olarak araştırmış olmakla birlikte, son yıllardaki birkaç çalışma finansal verilerin doğrusal olmayan bir sürece sahip olabileceğini belirtmektedir. Ayrıca Pagan ve Robertson (1995) yapılan çalışmada, para ve faiz oranı arasındaki ilişkinin analiz edilmesinde doğrusal bir model kullanımının uygunluğu konusundaki şüphelerini belirtmektedirler.

ABD ekonomisi göz önüne alınarak Christiano, Eichenbaum ve Evans tarafından 1992 yılında (Christiano, Eichenbaum, Evans, 1994, s.1-52), Hamilton (1997), Thornton (2001) yapılan çalışmalarda, likidite etkisinin değerlendirilmesinde en uygun ölçütün borçlanılmamış rezervler olduğu öne sürülmektedir. Borçlanılmamış rezervler (NBR) adı verilen bu parasal ölçüt toplam banka rezervlerinden reeskont kredilerinin düşülmesi ile elde edilmektedir (Fung ve Gupta, 1994, s.4).

Bu konuda yapılan ilk araştırmalarda likidite etkisinin varlığına ilişkin kanıtlar yetersizdir. Sözü edilen çalışmalarda parasal büyüklüklerde gözlenen pozitif ve faiz oranlarında gözlenen negatif yönlü değişiklikler genişlemeci para arzı şokları olarak tanımlanmaktadır. Buna bağlı olarak, Cagan ve Gandolfi’nin 1969’da (Cagan ve Gandolfi, 1969, s.277-284), Cochrane’nin 1989’da (Cochrane, 1989, s.75-83) yaptıkları çalışmalarında kullanılan likidite etkisi faiz oranının bağımlı değişken, parasal genişlemenin geçmiş ve cari değerlerinin açıklayıcı değişkenler olarak kullanıldığı regresyon analizi sonuçları aracılığı ile incelenmektedir. Cochrane 1989’da yaptığı çalışmada ve Gandolfi’nin çalışmasında paranın faiz oranları üzerindeki pozitif etkisi, dikkate değer bir gecikmenin ardından gerçekleşmektedir.

1980’li yıllarda rasyonel beklentiler hipotezinin ortaya atılmasıyla birlikte, likidite etkisine ilişkin çalışmalar, para stokundaki “beklenmeyen” değişmeler ile faiz oranları arasındaki ilişkiye odaklanmıştır. Bu çerçevede Mishkin 1982 yılında (Mishkin, 1982, s.63-72), Reichenstein 1987 yılında (Reichenstein, 1987, s.67-82) yaptıkları çalışmalarda, para miktarındaki değişmeler ile faiz oranı arasındaki korelasyonun, tipik bir biçimde pozitif yada sıfır olduğunu, fakat negatif yönlü bir ilişkinin söz konusu olmadığını belirtmiştir.

Michael Melvin, 1970’li yıllara ait M2 verilerini de analize dahil ederek 1983 yılında yaptığı geniş kapsamlı çalışmasında, likidite etkisinin 1973-1979 döneminde, daha önceki incelemelerden farklı olarak çok daha kısa süreli ortaya çıktığını belirlemiştir. Melvin, likidite etkisinden büyük olacak şekilde beklenen enflasyon etkisine neden olan bir parasal genişleme sonucunda oluşan “ortadan kaybolan likidite etkisi” bulgusunu “artan enflasyon duyarlılığı” olarak isimlendirmektedir (Melvin, 1983, s.188-203).

Geleneksel yaklaşıma dayalı olarak yapılan daha önceki çalışmalarda sunulan ampirik kanıtlar, parasal büyüklükler ve faiz oranı değişiklikleri arasındaki ilişkinin farklılık arz ettiğini ve bazı dönemlerde likidite hipotezinin önerdiği gibi süreklilik taşımadığını ortaya koymaktadır (Fung ve Gupta, 1994, s.4).

Greenwood ve Huffman 1987 yılında, reel konjonktür modellerinin (real business cycle models) içine parayı da dahil ederek yaptıkları çalışmalarında, parasal genişleme oranındaki beklenmedik artışların, nominal faizlerle birlikte enflasyonu yükselttiğini ve üretim ile istihdamı azalttığını saptamalarına rağmen çoğu araştırmacı tarafından, bu tür modeller hatalı, eksik olarak algılanmıştır (Greenwood ve Huffman, 1987, s.203-228).

Leeper ve Gordon tarafından 1992 yılında yapılan çalışmada, dağılımlı gecikme regresyonlarının, diğer değişkenlerin (faiz oranları ile parasal genişlemenin), geleneksel yaklaşımda tahmin edilen korelasyonları yaratmak üzere birlikte hareket etmediklerine üstü kapalı olarak dikkat çekmektedir.



Adı geçen yazarlar bu olasılığı açıklamak için, parasal büyüme, faiz oranları, tüketici fiyatları ve sanayi üretimini içeren 4 değişkenli bir VAR analizi yapmışlar ve 1954 -1990 dönemine ilişkin olarak, gecelik faiz oranı ile parasal taban arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bu çalışmada, FED'in kontrol değişkeni olan parasal tabanın, likidite etkisinin altında yatan temel unsur olan açık piyasa işlemleriyle daha yakından ilişkili bulunduğu ileri sürülmekte, parasal tabandaki değişiklikler dışsal iktisat politikası şokları olarak ele alınmaktadır. Söz konusu çalışmada biri parasal büyümenin ekzojen (dışsal), diğeri de tamamen kısıtsız olarak kabul edildiği, iki farklı VAR versiyonu tahmin edilmiştir. Beklenmeyen parasal genişleme ile faiz oranı arasındaki korelasyon, kesinlikle negatif değildir ve bazı alt dönemler itibarıyla güçlü bir biçimde pozitif değere sahip bulunmaktadır (Leeper ve Gordon, 1992, s.341-368).

1992 yılında Christiano ve Eichenbaum (Christiano ve Eichenbaum, 1992, s.346-353) tarafından likidite etkisine ilişkin yapılan dikkate değer çalışmada, M2 yada M1 gibi parasal büyüklüklerin kullanımının uygun olmadığı ileri sürülmektedir. Bu büyüklükler, para talebinde gerçekleşen şoklardan büyük ölçüde etkilenmekte olup, FED'in para politikası önlemleri ile doğrudan doğruya ilişkili bulunmamaktadır. Bu nedenle Christiano-Eichenbaum-Evans'a, Hamilton'a ve Thornton'a göre likidite etkisinin incelenmesinde, borçlanılmamış rezervlerin uygun bir para ölçüsü olduğunu daha önce belirtmiştik. Borçlanılmamış rezervlerin düzeyi, açık piyasa işlemleri yoluyla, Federal Açık Piyasa Komitesi tarafından doğrudan doğruya kontrol edilmektedir. Bu yüzden, para politikası şoklarının tanımlanmasında ve tahmin edilmesinde kullanılacak uygun bir para ölçüsü durumundadır. Christiano ve Eichenbaum, para ölçütünü, gecelik faiz oranını, reel üretim ölçütünü ve fiyat düzeyini içeren aylık ve 3 aylık veriler kullanarak, söz konusu iki VAR versiyonunu uygulamışlardır. Gecelik faiz oranının, para politikasındaki bir şoka dinamik cevabı, NBR, M0 ve M1 olarak farklı para ölçüleri kullanılması suretiyle incelenmiştir. Analizde NBR'nin kullanılması durumunda, hangi aylık yada 3 aylık datanın kullanıldığına, savaş sonrası hangi örneklem döneminin ele alındığına ve hangi niteleyici varsayımların kullanıldığına bakılmaksızın, faiz oranının genişlemeci politikaya verdiği cevap sürekli bir azalma şeklindedir. Beklenmeyen genişlemeci parasal şoklar, kısa dönemli faiz oranlarının düşmesine ve reel üretimin artmasına neden olmaktadır. Aynı şekilde Eichenbaum 1992 yaptığı çalışmasında da aynı ölçütler kullanmış ve aynı sonuçlara ulaşmıştır. Thornton ise 1988 yılında yaptığı tek-eşitlikli yöntemeye dayalı çalışmasında aynı para ölçütlerinin farklarını kullanarak inceleme yapmıştır.

Strongin, uygulamada FED'in rezervlere yönelik talepteki değişiklikleri uyumlaştırdığını belirtmektedir. Ayrıca politik yeniliklerin, borçlanılmamış rezervler ile borç alınan rezervlerin bileşimindeki değişimler şeklinde tanımlanabileceğini ileri sürmektedir. Strongin'nin çalışması, 1959'un 1. ayından 1992'nin 2. ayına dek aylık verileri dikkate almakta ve alt örneklem, Leeper ve Gordon'nun çalışmalarına benzemektedir. Her bir alt örneklem için, iki VAR seti sunulmaktadır. İlk set, toplam rezervler, borçlanılmamış rezervlerin bileşimi ve faiz oranını içeren 3 değişkenli bir VAR analizidir. 2. set ise, ilave olarak iki değişken daha içermektedir: Sanayi üretiminin logaritması ve TÜFE'nin logaritması. Strongin tüm dönem boyunca ve her bir alt örneklem için, belirgin bir likidite etkisinin var olduğunu saptamıştır. Bu daima negatif olup, önem düzeyi yüksek bir etkidir (Fung ve Gupta, 1994, s.5-6).

Para politikasının incelenmesi ile ilgili 3 alternatif hipotez bulunmaktadır. Bunlardan ilki, 1987 yılında Lucas-Stokey, Greenwood-Huffman, Sargent tarafından ve 1989 yılında Cooley-Hansen tarafından yapılan "enflasyon vergisi modeli" olarak isimlendirilen modellerdir. Bu modellerin tümünde, paranın büyüme oranındaki sürekli bir değişiklik, nominal faizler ile enflasyonu arttırırken, üretim düzeyini azaltmaktadır. Likidite etkisi modeli olarak adlandırılacak olan ikinci hipotez ise para politikasının ekonomiyi nasıl etkilediğine ilişkin geleneksel yaklaşıma uygun düşmektedir: Sürpriz bir genişlemeci

para politikası, kısa dönemli faiz oranlarını azaltmakta, daha dar kapsamlı parasal büyüklükleri arttırmakta, üretim ve fiyat seviyesini yükseltmektedir. üçüncü hipotez ise, para arzı artış oranındaki değişikliğin, nominal faiz oranlarını üretim ve fiyatları arttırmak yönünde harekete geçirmesi şeklinde kabul edilmektedir (Braun, 2001, s.3-4).

Hamilton 1997 ve 1998 yıllarında yaptığı çalışmalarda, rezervlere yönelik dışsal arz şoklarını tanımlamak için, araçlara dayalı değişkenlerin kullanımını temel alan alternatif bir yöntem önermiş ve günlük veriler kullanarak, ABD’deki anlık likidite etkisinin varlığına ilişkin somut bir kanıt elde etmiştir (Hamilton, 1997, s.80-97). Rezervlere yönelik arz şokları için benzer değişkenler kullanan ve faiz oranlarındaki gün içi dalgalanmaları analize katan Hayashi’nin 2001 yılındaki çalışması, Japon piyasasındaki likidite etkisine yönelik kanıt sunmaktadır (Hayashi, 2001, 287-316).

1994 yılında Fung ve Gupta Kanada ekonomisi örneğini inceledikleri çalışmalarında, para politikası şoklarının ardından faiz oranlarında azalma ortaya çıktığı bulgusuna ulaşmaktadırlar (Fung ve Gupta, 1994, s.1-49). Şili ekonomisi için bir yapısal VAR modeli tahmin eden Halabí ve Lastrapes’in 2000 yılındaki çalışmasında ise, para arzındaki beklenmeyen artışların, nominal faiz oranlarında sürekli artışlara yol açtığı belirlenmektedir. Halabí ve Lastrapes’in ulaştığı sonuçlar, Şili’de enflasyonist beklentilerin para arzı şoklarına duyarlı olduğu düşüncesiyle de uyum içindedir (Halabi ve Lastrapes, 2003, s.813-833).

2001 yılında Thornton tarafından yapılan çalışmada ise, sadece son 2 günlük bir dönemi ele alarak, likidite etkisinin mevcut ve önemli olduğu bulgusuna ulaşan Hamilton’un yöntemi, eleştirilmiştir. Thornton, Hamilton’un modelini diğer veri örneklerine uygulayarak, likidite etkisinin önemli boyutta bulunmadığı bulgusuna ulaşmıştır. FED’in işleyiş prosedürüne dayanan alternatif bir model önermekle birlikte, Thornton’un bu modeli, güvenilir sonuçlar vermekten uzak kalmıştır. Thornton likidite etkisinin günlük olarak tanımlanamayacağı sonucuna ulaşmaktadır (Thornton, 2001, s.1717-1739).

J. Andrés, J.D. López-Salido ve J. Vallés tarafından 2002 yılında, sabit bir parasal büyüme ve yapışkan fiyatlar çerçevesinde geliştirilen modelde, hangi koşullar altında likidite etkisinin gerçekleştiği araştırılmış ve sermaye birikimi ile tercihlerin rolü değerlendirilmiştir. Bu araştırmanın sonucunda, bir parasal genişlemeyi takiben, nominal faiz oranlarında beklenen düşüşün ancak modelin önemli bazı parametreleri hakkında sadece çok özel ve gerçekleşmesi oldukça güç varsayımların kabul edilmesi durumunda mümkün olacağı bulgusuna ulaşılmıştır (Andrés J., J.D. López-Salido ve J. Vallés, 2004, s.159-178). Aynı şekilde Yongseung Jung tarafından 2004 yılında, yapışkan fiyat ve alışkanlıklara dayalı yapışkan fiyat modelini kullanarak araştırmıştır. Sonuçlara bakıldığında yapışkan fiyatları içeren modellemede parasal genişleme sonrasında nominal faiz oranlarında bir düşme yaşanmış ancak alışkanlıklara dayalı yapışkan fiyat modelinde ise parasal genişlemeye karşın nominal faiz oranları artışa geçmiştir (Jung 2004, s. 521-546)

Benjamin D. Keen tarafından 2003 yılında, para politikası şokunun etkilerini, finansal piyasa friksiyonu ve yapışkan fiyatları içeren dinamik stokastik genel denge modeli çerçevesinde incelemiştir. Bu araştırmanın sonunda para politikası şoklarının ardından nominal faiz oranlarının düştüğü bulgusuna ulaşmıştır (Keen 2004, s. 1467-1494).

Olena Bilan tarafından 2005 yılında, tarafından 2006 yılında yapılan çalışmalarda, dış kaynaklı parasal genişlemenin faizler üzerindeki etkisini araştırmıştır. Genişlemeci para politikası şoklarına faiz oranının tepkimesi, baskın likidite etkisi hipotezini destekler şekilde negatif olmuştur (Bilan 2005, s. 500).

Aynı şekilde Garrett Jones tarafından 2006 yılında yapılan araştırmada benzer sonuçları elde etmiştir (Jones G. s. 159-163).

Radhika Lahiri tarafından 2007 yılında, Fuerst'in çalışmasını biraz daha geliştirerek yaptığı araştırmasında, genişlemeci para arzı şoklarının faiz oranlarını düşürebileceği bunun da likidite etkisinin kanıtı olduğu sonucuna ulaşmıştır (Lahiri 2007, s. 20). Richard Cothren ve Jeffrey A. Edwards tarafından 2006 yılında yapılan araştırmada ise likidite etkisinin varlığı konusunda uzun dönemli parasal genişlemenin kısa dönemli parasal genişlemeye oranla daha etkin olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Cothren R. ve Jeffrey A.E 2006, s. 1-15).

Liu Zhentao tarafından 2008 yılında yapılan çalışmada para arzındaki genişleme oranıyla faiz oranı arasında negatif bir ilişki tespit etmiştir (Zhentao 2008, s. 1529)

### 3. MODEL

Likidite etkisine yönelik daha önceki çalışmalarda birçok model kullanılmasına rağmen, bu bölüm çalışmada kullanılan modellemenin nedenini ayrıntılı olarak açıklamaktadır. İlk aşamada hangi yöntemin kullanıldığı ve bu yöntemle ilgili bilgiler verildikten sonra veriler tanımlanmıştır. Çalışmada öncelikle zaman serilerinin durağan olup olmadıklarını belirlemek için birim kök testi daha sonra durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde durağanlığını sınamak için eşbütünleşme testi ve en son olarak yapısal VAR uygulanmıştır. İlgili testlerin uygulanması ve modelin tahmin edilmesinden önce söz konusu tekniklere ilişkin kısa tanımlayıcı bilgilerin verilmesi uygun olacaktır.

#### 3.1. Yöntem

Bu çalışmada kullanılacak yöntem 1996 yılında Bernanke, 1986 ve 1992 yıllarında Sims ve 1992 yılında Christiano ve Eichenbaum'ın çalışmalarında kullandıkları yapısal VAR (SVAR) yaklaşımıdır. Bu yaklaşım, indirgenmiş formdaki bir VAR modelini ekonomik teoriyi kullanarak bir yapısal eşitlikler sistemine dönüştürme olanağı vermektedir. SVAR yaklaşımı yapısal yorumlamalar yapma olanağı veren etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma fonksiyonları üretmekte, böylece ekonomik yapı hakkında değerlendirmeler yapabilmek mümkün hale gelmektedir.

##### 3.1.1. Yapısal VAR Modeli

Ekonominin (2.2) nolu eşitlikte gösterildiği gibi bir gelişim izlediğini kabul edelim:

$$AX_t = C(L)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada  $X_t$ , ekonomik sistemin durumunu özetleyen değişkenler vektörünü ifade etmektedir. Bu çalışmada altı değişkenden oluşan VAR modeli göz önüne alınacaktır. Bu değişkenleri şu şekilde sıralamak mümkündür: Likiditeye ilişkin bir ölçüt, faiz oranına ilişkin bir ölçüt, üretime ilişkin bir



ölçüt, fiyat düzeyine ilişkin bir ölçüt, döviz kuruna ilişkin bir ölçüt ve mevduat bankaları yurtiçi kredilerine ilişkin bir ölçüt. (1) nolu eşitlikte yer alan A matrisi eşanlı içsel değişkenlere ait yapısal parametrelerden oluşmakta ve modeldeki eşanlı ilişkileri göstermektedir. C(L) ise gecikme operatörünün pozitif üst değerleri için polinom bir matris özelliği taşımaktadır. Bu ekonomideki yapısal sapmalar geleneksel özelliklere sahip tesadüfi değişken konumundaki  $\varepsilon_t$  ile modele dahil edilmekte ve bu parametre arındırılmış hata özelliği taşıyan bir vektör konumunda ele alınmaktadır.

Yukarıda verilen (1) nolu eşitlik aşağıdaki biçimde indirgenmiş forma dönüştürülebilir:

$$X_t = \beta(L)X_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Bu eşitlikte  $\beta(L) = A^{-1}C(L)$  ve  $e_t = A^{-1}\varepsilon_t$  olarak tanımlanmakta ve böylece (1) nolu eşitlikte verilen yapısal ekonomik model VAR modeli ile gösterilmektedir. Bu nedenle indirgenmiş forma ait artık terimlere ( $e_t$ ) ait kovaryans matrisi, yapısal şoklara ( $\varepsilon_t$ ) ait kovaryans matrisi ile ilişkilendirilmektedir. Söz konusu ilişkinin kurulmasında kullanılan bağlantı ise

$$\Sigma_e = E[e_t e_t'] = A^{-1}E[\varepsilon_t \varepsilon_t']A'^{-1} = A^{-1}\Sigma_\varepsilon A'^{-1} \quad (3)$$

şeklinde ifade edilebilir. En küçük kareler yönteminin kullanılması ile (2)'de verilen VAR modelinin tahmin edilmesi ile her biri  $n(n+1)/2$  elemana sahip olan  $\beta$  ve  $\Sigma_e$  değerleri elde edilebilir. Ancak, indirgenmiş forma ait artık terimlerde ( $e$ ) ortaya çıkacak yapısal şokları ( $\varepsilon$ ) belirleyebilmek için öncelikle A matrisini elde etmek gerekmektedir. (3)'den görülebileceği gibi A ve  $\Sigma_e$  matrislerini belirleyebilmek için ilave kısıtlara ihtiyacımız bulunmaktadır. Bu sorunu aşabilmek ve A matrisindeki bilinmeyen yapısal parametrelerin sayısını VAR modelindeki artık terimlere ait kovaryans matrisinin tahmin edilen parametre sayısına eşit hale (veya daha düşük sayıya) getirebilmek için modele teorik kısıtlar koymak gerekmektedir. Buna göre  $\Sigma_e$  matrisinin birim matris haline getirilmesi ile gerçekleştirilen normleştirme sonucu, daha önce verilen (3) nolu eşitlik

$$\Sigma_e = A^{-1}A'^{-1} \quad (4)$$

şeklinde yazılabilir. A matrisinin triangular olduğu şeklindeki kısıt da devreye sokulduğunda,  $\Sigma_e$  matrisinden yararlanarak A matrisinin elemanlarını elde edebilmek amacıyla Cholesky ayrıştırmasını kullanabilir duruma gelinmektedir.



Yapısal parametrelerin belirlenmesinden sonra, yapısal şoklar ( $\varepsilon_t$ ) karşısında değişkenlerin göstereceği dinamik tepkileri görebilmek için etki-tepki fonksiyonlarını ve varyans ayrıştırma fonksiyonlarını kullanabiliriz. Sözü edilen etki-tepki fonksiyonları aşağıdaki genel eşitlikle gösterilebilir:

$$X_t = [I - \beta(L)L]^{-1} A^{-1} \varepsilon_t \quad (5)$$

Bu eşitlikten yararlanarak,

$$X_t = \theta(L) \varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i L^i \varepsilon_t \quad (6)$$

yazılabilir. Burada her bir  $\theta_i$  ifadesi yapısal modelden elde edilen  $n \times n$  boyutlu parametreler matrisidir ve  $X_{t+i}$ 'nin  $\varepsilon$  karşısındaki tepkisini ölçmektedir.  $\theta_i$  matrislerinde  $i=0,1,2,\dots$  sıralaması şoklar karşısında değişkenlerin göstereceği dinamik tepkilere ilişkin sıralamayı ifade eder. Bir diğer deyişle,  $\varepsilon_t$ 'deki bir birimlik değişim  $X_t$ 'nin  $\theta_0$  kadar,  $X_{t+1}$ 'in  $\theta_1$  kadar değişmesine yol açacaktır (Fung ve Gupta, 1994, s.25).

### 3.2. Verilerin Tanımlanması

Çalışmamızda kullanacağımız değişkenlerin neler olacağına karar verirken aşağıdaki çelişkili durum ile karşı karşıya kalınmaktadır: Modelin dışında bırakılan değişkenlerin neden olduğu yanlılığı minimize edebilmek için, VAR modelimize mümkün olan tüm değişkenleri katmak isteriz. Oysa, modeldeki her eşitlik tüm değişkenlere ait çok sayıda gecikmeli değerler içereceğinden kullanılacak değişkenlerin sayısı sınırlı olmak zorundadır. Bu nedenle kullanılacak veriler aşağıdaki yurtiçi değişkenleri kapsamaktadır: Likiditeye ilişkin bir ölçüt, faiz oranı, üretim, fiyatlar ve yurtiçi kredi hacmi'dir. Türkiye ekonomisinin dışa açıklık derecesi göz önüne alındığında, ABD doları cinsinden döviz kuru da modele dahil edilmiştir.

Çalışmada kullanılacak veriler 1990:1-2007:3 dönemine ait üç aylık bazdaki verilerdir. SVAR oluşturulurken, serilerin varyans durağanlığını sağlamak için faiz oranları dışında tüm verilerin logaritması alınarak modele dahil edilmiştir. Modelde kullandığımız verilerin tamamı Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası internet sitesindeki elektronik veri dağıtım sisteminden 1990:1 ve 2007:3 dönemini kapsayan değişim tekniği sabit, orijinal gözlem seçenekleriyle elde edilmiştir. Modelde, 6 değişken ve 69 gözlem bulunmaktadır. Tahmin edilen VAR modellerinde her değişkene ilişkin 2 dönemlik gecikme değeri ve bir adet sabit terim kullanılmıştır<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> VAR modellerindeki optimal gecikme sayısı için AIC kriteri kullanıldığında gecikme uzunluğu genellikle 2'dir. Ancak birçok çalışmada para politikasının ekonomi üzerindeki etkilerinin daha uzun sürede ortaya çıktığı görüşü esas alındığında, sistemdeki dinamik tepkileri daha iyi belirleyebilmek için 6 dönemlik gecikmenin kullanılması da tercih edilmiştir. Örneklem dönemimizin 1990:1-2007:3 dönemini kapsadığı düşünülürse, (yani yaklaşık 17 yıllık bir dönem için üç aylık bazda veriyle çalışıldığı düşünülürse), bu dönemde en azından dört adet tam konjonktür döneminin yer aldığı görülür. Bu nedenle, bu dönemdeki para politikası içeriğini yakalayabilmek için, iki dönemlik bir gecikme yapısının uygun olacağı düşünülebilir.

Bu değişkenlerin tamamı içseldir ve sıralama yapılırken en dışsaldan içsele doğru sıralanmışlardır.

### 3.2.1. Likidite Ölçütleri ve Makro Değişkenler

Bu çalışmada hem serbest rezervler hem de dolaşımdaki nakit ve M1, M2 gibi TCMB para tanımı içerisinde yer alan değişkenler likidite ölçütleri olarak kullanılmıştır. Modelimizde serbest rezervlerin uygun gösterge olarak seçilmesinin nedeni, aşırı rezervler ve ödünç alınan rezervlerde herhangi bir kayma olmasa bile, serbest rezervler faiz oranlarıyla ters yönde değişmesidir. Eğer faiz oranı, para politikası göstergesi olarak kullanılmaya aday olarak gösteriliyorsa, aynı şekilde serbest rezervler de aynı amaç için düşünülebilir. Eğer faiz oranlarındaki bir düşüş, para arzının arttığı şeklinde yorumlanıyorsa, o zaman serbest rezervlerdeki bir artış yada net ödünç alınan rezervlerdeki bir gerileme, parasal kısıtlamanın hafiflediğini gösterir. Tersine, serbest rezervlerdeki bir düşüş yada net ödünç alınmış rezervlerdeki bir artış, daha kısıtlayıcı bir para politikasını gösterir (Öcal vd., 2002, s.320). Bu açıklamalar doğrultusunda modelimizde kullandığımız parasal göstergeler aşağıda tanımlanmıştır.

- Serbest Rezervler (LER): Serbest rezervler, toplam rezervlerle zorunlu rezerv arasındaki farkı gösterir.
- Dolaşımdaki Nakit (LC): Emisyondan banka kasalarının çıkartılmasıyla elde edilir.
- Dar Tanımlı Para Arzı (LM1): Dar tanımlı para arzı dolaşımdaki nakit ve vadesiz mevduat (resmi mevduat dışında) toplamından oluşmaktadır.
- Geniş Tanımlı Para Arzı (LM2): Geniş tanımlı para arzı M1 ve vadeli mevduat (resmi mevduat dışında) toplamından oluşmaktadır.

Bu çalışmada ele alınan diğer değişkenler ise; ilgili kısa dönemli faiz oranı (IN), 90 gün vadeli Hazine bonusu faiz oranı ile; üretime ilişkin değişken (LY), gayri safi yurtiçi hasıla ile; fiyatlar (LPU), tüketici fiyatları ile; döviz kuru (LE), ABD dolarına ilişkin nominal döviz kuru ile ve kredi miktarı (LCR), yurtiçi kredi hacmi ile ölçülmektedir. Faiz oranı ve döviz kuru değişkenleri günlük değerlerin üç aylık ortalamasıdır.

**Tablo 1. Durağanlık (ADF) Test Sonuçları (Düzey Değerler İçin)**

Değişkenler	Kritik Değerler			ADF (t)	Gecikme Sayısı
	% 1 Anlam Düzeyi	% 5 Anlam Düzeyi	% 10 Anlam Düzeyi		
Dolaşımdaki Nakit ( LC )	-3.5332	-2.9062	-2.5906	-1.8057	4
Dar Tanımlı Para Arzı ( LM1 )	-4.0945	-3.4753	-3.1650	1.7287*	0
Geniş Tanımlı Para Arzı ( LM2 )	-3.5332	-2.9062	-2.5906	-2.2572	4
Serbest Rezervler ( LER )	-4.0945	-3.4753	-3.1650	-2.4400*	0
Kısa Dönemli Faiz Oranı ( IN )	-4.1079	-3.4815	-3.1686	-2.1815*	6
Gayri safi Yurtiçi Hasıla ( LY )	-3.5401	-2.9092	-2.5922	-0.0168	8
Fiyatlar ( LPU )	-3.5332	-2.9062	-2.5906	-2.4072	4
Döviz Kuru ( LE )	-4.0945	-3.4753	-3.1650	1.5883*	0
Kredi Miktarı ( LCR )	-3.5300	-2.9048	-2.5899	-2.0138	2

\* Trend içerir.



**Tablo 2. Durağanlık (ADF) Test Sonuçları (Birinci Farklar İçin)**

Değişkenler	Kritik Değerler			ADF (t)	Gecikme Sayısı
	% 1 Anlam Düzeyi	% 5 Anlam Düzeyi	% 10 Anlam Düzeyi		
Dolaşımdaki Nakit ( $\Delta LC$ )	-4.0966	-3.4762	-3.1656	-8.5334*	0
Dar Tanımlı Para Arzı ( $\Delta LM1$ )	-4.0966	-3.4762	-3.1656	-6.4852*	0
Geniş Tanımlı Para Arzı ( $\Delta LM2$ )	-4.0966	-3.4762	-3.1656	-5.3228*	0
Serbest Rezervler ( $\Delta LER$ )	-3.5285	-2.9041	-2.5895	-6.6608	0
Kısa Dönemli Faiz Oranı ( $\Delta IN$ )	-3.5285	-2.9041	-2.5895	-11.5587	0
Gayri safi Yurtiçi Hasıla ( $\Delta LY$ )	-3.5285	-2.9041	-2.5895	-8.7029	0
Fiyatlar ( $\Delta LPU$ )	-4.0987	-3.4772	-3.1661	-4.2834*	1
Döviz Kuru ( $\Delta LE$ )	-4.0966	-3.4762	-3.1656	-6.2703*	0
Kredi Miktarı ( $\Delta LCR$ )	-3.5285	-2.9041	-2.5895	-3.9540	0

\* Trend içerir

### 3.3. Tahmin sonuçları

Çalışmada tahmin sonuçlarının elde edilmesinde kullanılan faiz oranları haricindeki tüm değişkenler tahminlerde yorumlama kolaylığı sağlaması açısından logaritması alınarak modele dahil edilmiştir.

#### 3.3.1. Birim Kök Test Sonuçları

Modelde bulunan LC, LM1, LM2, LER, IN, LY, LPU, LE ve LCR serileri için yapılan ADF<sup>2</sup> birim kök testi sınaması sonucunda, değişkenlerin düzeyleri itibarıyla birim kök içerdikleri, dolayısıyla durağan olmadıkları (Tablo 1) ancak birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri görülmektedir (Tablo 2). Kritik değerler Mac Kinnon Kritik değerlerini ifade ederken, gecikme değerleri geliştirilmiş Schwartz bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir.

2 Bu çalışmada, son yıllarda durağanlık için kullanılan birim kök testlerinden Phillips-Perron (PP) birim kök testi sonuçları, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi sonuçlarını desteklediğinden sadece ADF birim kök testi sonuçları kullanılmıştır.

Tablo 3. Likidite Ölçütleri (LM1, LM2, LC, LER) – IN LY LPU LE LCR için Johansen Eşbütünlük Testi

Vektör Sayıları	Dar Tanımlı Para Arzı (LM1)		Geniş Tanımlı Para Arzı (LM2)		Dolaşımdaki Nakit (LC)		Serbest Rezervler (LER)		Kritik Değerler	
	Özdeğer	İz testi	Özdeğer	İz testi	Özdeğer	İz testi	Özdeğer	İz testi	% 1	% 5
0	0.692593	174.8049*	0.811030	213.1863*	0.691138	159.6560	0.730522	167.4472*	103.18	94.15
1	0.400620	94.59323*	0.428023	99.88696*	0.337421	79.76548*	0.351950	78.28095*	76.07	68.52
2	0.319847	59.78675*	0.359039	61.89829*	0.268311	51.77560*	0.300367	48.78338*	54.46	47.21
3	0.255703	33.57698*	0.232280	31.65279*	0.207753	30.53245*	0.215085	24.49380	35.65	29.68
4	0.149746	13.49553	0.164493	13.67838	0.131408	14.69644	0.104114	8.025557	20.04	15.41
5	0.035595	2.464583	0.021208	1.457642	0.072481	5.116479*	0.008048	0.549506	6.65	3.76

\* % 5’lik tablo değerinde; LM1’de 4 adet, LM2’de 4 adet, LC’de 4 adet, LER’de 3 adet eşbütünlük vektör bulunmuştur.

### 3.3.2. Eşbütünleşme Test Sonuçları

Birim kök testi uygulandıktan sonra durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının durağan olup olmadığı ve uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini görebilmek için Johansen eşbütünleşme testi uygulanmış ve Tablo 3’de gösterildiği gibi sonuçlara ulaşılmıştır.

Parasal gösterge olarak M1’in kullanılması durumunda iz testi göz önüne alınarak hesaplanan istatistik değere Tablo 3’de bakıldığında, % 5 tablo kritik değerinde 4 adet; M2’nin kullanılması durumunda, 4 adet; dolaşımdaki nakitin kullanılması durumunda, 4 adet; serbest rezervlerin kullanılması durumunda, 3 adet eşbütünleşik vektör bulunduğu görülmektedir.

Eş bütünleşme test sonuçları, para arzı ölçütleri, faiz oranı, gelir düzeyi, fiyat düzeyi, döviz kuru ve kredi hacmi arasında bir eşbütünleşik ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Diğer bir ifadeyle durağan olmayan söz konusu değişkenler arasında en az bir adet doğrusal bileşimin durağan olduğu ve dolayısıyla bu değişkenlerin uzun dönemde bir denge değerine doğru hareket ettikleri sonucuna ulaşmak mümkündür.

### 3.3.3. Dinamik Tepkiler

Gerçekleştirilen birim kök ve eşbütünleşme testi sonuçlarına göre geliştirilen yapısal VAR modelinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Zira, uzun dönemde bir denge değerine yöneldiğini tespit ettiğimiz söz konusu değişkenler arasındaki ilişkinin görülebilmesi likidite etkisinin varlığını incelememizi kolaylaştıracaktır. Tahmin edilen VAR modelinin simule edilmesi sonucu elde edilecek etki-tepki fonksiyonları aracılığı ile likidite etkisinin varlığı ve büyüklüğü belirlenebilir. Etki-tepki fonksiyonları VAR modeline dahil edilen ve her biri model açısından içsel kabul edilen değişkenlerin her birinde meydana gelecek bir standart sapmalık şokun diğer değişkenler üzerindeki etkisini belirlememize olanak tanımaktadır. Kullanılan her bir likidite ölçütü için tahmin edilen yapısal VAR modellerinden elde edilen sonuçlar Şekil 1 - 4’de verilmekte, modellerin tahmininde kullanılan Cholesky sıralaması ise şekillerin başlıklarında yer almaktadır.

Sonuçlar, likidite ölçütünde meydana gelecek bir standart sapmalık şok karşısında sistemde yer alan tüm değişkenlerin göstereceği tepkiyi sergilemektedir. Öte yandan her bir şokun yaratacağı değişikliğe ilişkin gösterimlere  $\pm 2$  standart hatalık bantlar da ilave edilmiştir. Örneğin, Şekil 1’de birinci sütunun ikinci satırı LER’deki bir standart sapmalık şok karşısında IN değişkeninin göstereceği tepkiyi vermektedir. Bu çalışmada ilgimizi daha çok beklenmeyen bir para politikası değişikliğinin IN, LY ve LE üzerindeki etkileri ile sınırlandıracağız. Eğer her iki bant ve nokta tahmini sıfır çizgisinin aynı tarafında yer alıyorsa, mevcut tepkinin anlamlı olduğu sonucuna ulaşmak mümkündür.

Para politikası değişkeni olarak LER’nin kullanılması durumunda elde edilen sonuçları gösteren Şekil 1 göz önüne alındığında, para politikasındaki pozitif sapma sonrası IN değişkeni önemli ölçüde düşmekte ve yaklaşık altı ay boyunca şok öncesi değerinin altında kalmaktadır. Para politikası şokunun IN değişkeni üzerindeki etkisi yaklaşık üç ay sonra önemsiz hale dönüşmektedir. LER’deki bir standart sapmalık şok, IN değişkeni üzerindeki maksimum etkisini para politikası şokunu takip eden üç ay içerisinde göstermektedir. Sanayi üretimi şoktan sonraki dönemde yükselme eğilimine girmekte ve yaklaşık bir yıl boyunca şok öncesi değerinin üzerinde seyretmektedir. Sanayi üretimi üzerindeki etkiler likidite şokunu takiben hemen olumlu etkisini göstermektedir. Sanayi üretimi şoktan sonra yaklaşık altı ay yükselme eğilimine devam etmekte, bu dönemden sonra düşüş eğilimine girmektedir. Ancak dikkat edilirse, sanayi üretimi 10 dönemlik analiz içerisinde hiçbir zaman parasal şok öncesi değerinin altına

veya aynı değere inmemektedir. Sanayi üretiminin 6 ay boyunca yükselme eğiliminde olup bu dönemden sonra düşüş eğilimine girmesini faiz ile ilgili elde ettiğimiz sonuçlarla birleştirebiliriz. Daha öncede parasal şokla faiz arasındaki gelişimi gösterirken şokun ardından 6 ay boyunca faiz oranının şok dönemindeki değerinin altında gerçekleştiği görülmüştü. Çalışmanın teorik çatısını oluşturan bölümlerde de bahsedildiği gibi, faiz oranlarıyla sanayi üretimi arasında ters yönlü bir ilişki vardır. Bundan dolayı 6 ay boyunca üretimin yükselme eğilimine girmesini 3 ay boyunca devam eden faiz düşüşüne ve bundan sonraki 3 aylık dönemde hala şok öncesi seviyenin altında gerçekleşmesine bağlayabiliriz. Bu dönemden sonra faizlerin eski seviyesinin de üzerine çıkması aynı zamanda üretimi de olumsuz etkilemekte ve sanayi üretimi düşüş eğilimine girmektedir. Bu nedenle, teorik tespitlerimizle çalışmada ulaşılan sonuçların örtüştüğü de rahatlıkla görülmektedir.

İlgilenilen bir diğer değişken de döviz kurudur. Para politikası şokunun ardından, LE’nin yaklaşık 3 ay içinde yavaş biçimde değer yitirmekle birlikte, para politikası şokunun döviz kuru üzerindeki etkisinin oldukça sınırlı kaldığı görülmektedir. Bu dönemden sonra şokun döviz kuru üzerindeki etkisi hissedilir derecede artmakta ve döviz kuru düşüş eğilimini hızlandırmaktadır. Fiyat düzeyinin, pozitif bir likidite şokuna cevabı daha önce LE’deki bulgularda olduğu gibi hemen gerçekleşmemektedir. Fiyatlar para politikası şokuna yaklaşık 2 aylık bir gecikmenin ardından tepki göstermektedir. Başlangıçta aynı düzeylerde olmakla birlikte, bu tepki oldukça kısa süre devam etmekte ve sonuçta negatif bir nitelik kazanmaktadır. Fiyat seviyesinin, beklentilere ters düşen bu cevabı “fiyat bulmacası (price puzzle)” olarak adlandırılır. Bu “fiyat bulmacası”, parasal büyüklüklerde ortaya çıkan değişikliklerin, para politikası şokları olarak yorumlanmasında birtakım güçlükler ortaya çıkarmaktadır. Parasal büyüklüklerde herhangi bir artış sonrasında fiyatların da artması beklenirken tam tersi bir etkinin gerçekleşmesi yada parasal büyüklüklerde ki bir azalmanın fiyatları düşürmesi beklenirken, fiyatlarda bir artış gerçekleşmesi fiyat bulmacasının ortaya çıkmasına neden olur. Sims’e göre söz konusu ters fiyat etkisini açıklamak amacıyla enflasyon ölçütü kullanılmaktadır. Bu görüşe göre, para politikası şoklarını ölçebilmek amacıyla kullanılan VAR modellerine dahil edilmeyen, ancak ülkedeki para otoritesi tarafından göz önünde bulundurulmuş bir enflasyon ölçütü söz konusu olabilir. Bu nedenle, Sims, enflasyonist baskının bir göstergesi olarak VAR modeline mal fiyatlarına ilişkin bir ölçüt dahil etmiş ve fiyatlardaki tepkinin bir ölçüde iyileştiğini belirlemiştir (Sims, 1992, s.975-1000). Christiano, Eichenbaum ve Evans tarafından 1994 yılında, VAR analizine mal fiyatlarını dahil ederek yaptıkları çalışmada, fiyatların para politikası şokları karşısındaki tepkisinin beklenenden farklı olmadığını ve bu sonucun kullanılan para politikası şokuna ilişkin göstergenin değiştirilmesi durumunda değişmediğini ortaya koymaktadırlar.

LC için elde edilen sonuçlar, Şekil 2’nin 2. sütununda verilmektedir. Söz konusu sonuçlara göre, para politikası şokları karşısındaki tepkilerin daha önceliklere göre daha kalıcı ve daha uzun süreli olduğu anlaşılmaktadır. Ancak tepkilerin yönü konusunda LER için elde edilen sonuçlara benzer sonuçların elde edildiği söylenemez. Para politikası şokunu takiben, IN yaklaşık 5 ay boyunca LER de elde ettiğimiz sonucun tersine artmaktadır. Dikkat edilirse bu dönemden sonra 1 aylık bir dönemde aynı seviyelerde durup daha sonra iniş eğilimi gösterse de simülasyon dönemimiz içerisinde hiçbir zaman başlangıç düzeyine inmemektedir. Endüstriyel üretim yaklaşık 3 ay artış göstermekte ancak bu dönemden sonra iniş eğilimi göstererek simülasyon dönemi boyunca dalgalanmalar göstermektedir. Türk Lirası ABD doları karşısında simülasyon dönemimiz boyunca değer kaybetmektedir. Para politikası şoklarına, fiyat düzeyinin cevabı beklenenin tersidir. Fiyatlar yaklaşık 3 ay içinde önemli ölçüde azalmakta ve uzun bir süre, şok öncesindeki seviyesinin altında kalmaktadır. Bu nedenle LC için elde edilen sonuçlarda fiyat bulmacası ortaya çıkmaktadır.



Şekil 3'ün 2. sütununda görüldüğü gibi, LM1 için elde edilen sonuçlar, LER de elde ettiğimiz sonuçlardan farklı bulgular içermektedir. Para politikası şokunun ardından, IN, ilk altı aylık sürede önemli bir etkiye sahip olacak şekilde artış göstermekte, gözlem dönemimiz boyunca şok öncesi düzeyin üzerinde kalmaktadır. LM1'e yönelik bir standart sapmalı şokun, IN üzerindeki maksimum etkisi, para politikası şokunun hemen ardından gerçekleşmektedir. Para politikası şokunu takiben, endüstriyel üretim kısa bir dönem yaklaşık 3 ay kadar aynı seviyede kalmakta, ancak hemen ardından azalma ortaya çıkmaktadır. Bununla birlikte, endüstriyel üretim gözlem dönemi boyunca hiçbir zaman şok öncesi değerinin çok üzerinde bir değere ulaşamamaktadır. Döviz kurunun para politikası şoku karşısındaki tepkisi düşüş eğilimindedir. Şokun hemen ardından, fiyatlar devamlı düşüş eğilimi göstermektedir.

Para politikası değişkeni olarak LM2'nin kullanılması durumunda elde edilen bulguları gösteren Şekil 4'e bakıldığında, para politikasındaki pozitif sapma sonrası IN değişkeni yaklaşık 3 aylık bir dönem içerisinde herhangi bir tepki vermemesine rağmen bu dönemden sonra önemli ölçüde düşmekte ve yaklaşık altı ay boyunca düşme eğilimi devam etmektedir. IN gözlem dönemi boyunca şok öncesi değerinin altında kalmaktadır. LER'deki bir standart sapmalı şokun IN değişkeni üzerindeki maksimum etkisi, para politikası şokunu takip eden üç ay içerisinde kendisini göstermektedir. Sanayi üretimi şoktan sonraki dönemde yükselme eğilimine girmekte ve gözlem dönemi boyunca şok öncesi değerinin üzerinde seyretmektedir. Sanayi üretimi likidite şokunu takiben pozitif etkisini hemen göstermektedir. Sanayi üretimi şoktan sonra yaklaşık dokuz ay yükselme eğilimini sürdürmekte bu dönemden sonra düşüş eğilimine girmektedir. Döviz kurunda ise daha önceki parasal göstergelerin aksine analiz dönemi içerisinde düşme eğilimi sürekli olmamaktadır. Bir yıllık bir periyotta düşen LE bu dönemden sonra artış eğilimine girmekte ancak analiz dönemi boyunca şok öncesi değere ulaşamamaktadır.

Analizde LER ve LM2 kullanıldığında, pozitif bir likidite şoku, IN'de bir azalmaya ve sanayi üretiminde bir artışa neden olmaktadır. IN ve çıktıdaki hareketlerin istatistiki önemi, kullanılan likidite ölçülerine bağlı olmakla birlikte, IN'de gerçekleşen azalmalar her durumda, en azından şoku izleyen ilk 6 ay boyunca önemlidir. Sanayi üretimindeki artışlar ise LER veya LM2 kullanıldığında hemen olumlu yönde etkisini göstermektedir.

Kullanılan dört tür likidite ölçütü için de, fiyat düzeyinin verdiği yanıt hiçbir dönemde şok öncesi düzeyinin üzerine çıkmamıştır. Pozitif likidite şokundan sonra fiyat düzeyi azalmakta ve gözlem dönemi boyunca fiyat bulmacası olarak belirttiğimiz pozitif fiyat etkisi gerçekleşmemektedir. Bu fiyat bulmacası, Sims tarafından 1992 yılında yapılan çalışmada ifade edilmektedir. Sims, Fransa, Almanya, Japonya, ABD ve İngiltere'den oluşan beş ülkede para politikasının etkilerini araştırmış, para politikası değişimlerinin bir ölçüsü olarak faiz oranındaki değişikliklerin kullanılması durumunda, bu beş ülkenin tümünün, başlangıçta bazı ters fiyat etkileri gösterdiği bulgusuna ulaşmıştır. Fiyatların, faiz oranındaki artışlar karşısında gösterdiği bu pozitif tepki; sadece Fransa ve Almanya'da güçlü ve uzun sürelidir. Diğer ülkelerde ise bu tepki daha zayıf kalmakta ve sonuçta negatife dönüşmektedir (Sims, 1992, s.988).

Elde edilen sonuçlar arasında, IN'deki değişimlerin para politikası şoklarının göstergesi olarak kullanılması halinde, ters fiyat etkisinin ortaya çıkmadığı şeklinde bir sonuç da yer almaktadır. Her ne kadar elde edilen sonuç istatistiki olarak geçerlilik kazanmasa da, IN'deki pozitif bir şokun ardından fiyat düzeyinin azaldığını ve sürekli olarak şok öncesi dönemin altında kaldığını söylememiz mümkündür. Ancak, M2 kullanılması durumunda, fiyatların gösterdiği tepki diğer parasal göstergelerde



olduğu gibi simülasyon dönemi boyunca daima negatif eğimli olmayıp, orta vadede düşüş eğilimini kaybetmektedir.

Bu çalışmada kullanılan tüm likidite ölçütleri için, beklenmeyen bir genişlemeci parasal şokun ardından kredi hacmi başlangıçta artış yaşansa yada aynı düzeyde kalsa da daha sonraki dönemlerde önemli azalmalara neden olmaktadır. Bununla birlikte, bu etkilerin sürekliliği, çeşitli likidite ölçütlerine göre değişiklik göstermektedir. Likidite ölçütü olarak LER, LC, LM1 kullanıldığında kredi hacmindeki düşüş 3 ay sonra başlamakta, buna karşılık M2 kullanıldığında düşüş 9 ay sonra başlamaktadır.

Bu bulgular daha önce gerçekleştirilen benzer çalışmalarla uyumlu olup, Türkiye’deki likidite etkisinin varlığını desteklemektedir. Beklenmeyen bir genişlemeci para politikası, faiz oranını azaltmakta, üretimi uyarmakta ve Türk Lirasının değer kaybına yol açmaktadır. Bu sonuçlar, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası tarafından gerçekleştirilen para politikası uygulamalarıyla uyumludur ve TCMB’nin bankaların nakit rezervlerini değiştirerek piyasa faiz oranını etkileyebileceği görüşünü desteklemektedir.

#### **4. SONUÇ VE ÖNERİLER**

Bu çalışmada 1990:1-2007:3 dönemi için Türkiye’de likidite etkisinin araştırılması amacı ile yapısal VAR (SVAR) modeli kullanılmıştır. Bu yaklaşım, indirgenmiş formdaki bir VAR modelini ekonomik teoriyi kullanarak bir yapısal eşitlikler sistemine dönüştürme olanağı vermektedir. SVAR yaklaşımı yapısal yorumlamalar yapma olanağı veren etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma fonksiyonları üretmekte, böylece ekonomik yapı hakkında değerlendirmeler yapabilmek mümkün hale gelmektedir. Çalışmamızda öncelikle zaman serilerinin durağan olup olmadıklarını belirlemek için birim kök testi, daha sonra durağan olmayan değişkenlerin uzun dönemde bir denge değerine doğru hareket edip etmediklerini belirleyebilmek için Johansen eşbütünlük testi uygulanmıştır.

Kişilerin harcama yapma arzuları sahip oldukları toplam likiditeye bağlıdır. Dolayısıyla para arzına para benzerlerinin ilave edilmesi, ekonomik faaliyetlerdeki değişimleri açıklamada daha anlamlı bir para arzı tanımı sağlamaktadır. Bu nedenle çalışmamızda parasal gösterge olarak hem serbest rezervler hem de dolaşımdaki nakit ve M1, M2 gibi TCMB para arzı tanımları likidite ölçütleri olarak kullanılmıştır.

Türkiye’de likidite etkisinin ölçüldüğü çalışmamızdaki sonuçlara baktığımızda; bu etkinin kısa süreli de olsa, serbest rezervler ve M2 ölçütleri göz önüne alındığında belirgin bir şekilde etkin olduğu görülmektedir. Kullanılan diğer parasal göstergeler esas alındığında likidite etkisinin varlığına ilişkin istatistiki açıdan geçerli kanıtlar elde edilememiştir. Serbest rezervlerin kullanılması ile tahmin edilen SVAR modelinin simule edilmesi sonucu parasal şokların faiz oranı, fiyat düzeyi, üretim hacmi, kredi hacmi ve döviz kuru üzerindeki etkileri incelenmiştir. Simülasyon sonuçlarına göre, faiz oranları parasal şokun ardından 6 aylık bir dönem içerisinde önemli ölçüde düşmekte ve bu dönem içerisinde şok öncesi değerinin altında kalmaktadır. Bu durumda likidite etkisi sürecinin kısa da olsa, Türkiye ekonomisinde var olduğu sonucuna ulaşılabilmektedir. Tahmin edilen SVAR modelinin simule edilmesi ile elde edilen etki-tepki fonksiyonlarına göre, faiz oranı düşüşünün üretim hacmini olumlu yönde etkileyeceği şeklindeki teorik öngörünün doğrulandığını söylemek mümkündür. Yaşanan parasal şok sonrası sanayi üretiminin yükselme eğilimine girdiği ve yaklaşık bir yıl boyunca şok öncesi değerinin üzerinde seyrettiği görülmektedir. Bu etkinin ortaya çıkış süresinin kısalığı dikkat çekicidir. Serbest rezerv ölçütünün kullanıldığı SVAR modelinin simülasyon sonuçları içerisinde dikkat çeken önemli

olgulardan birisi de fiyat bulmacasının gerçekleştiği şeklindeki tespittir.

Elde edilen bu sonuçlara göre, Türkiye’de istenilen üretim düzeyinin gerçekleştirilmesinde para politikası aracı olarak kısa dönemli faiz oranının kullanılmasının etkin olması beklenmektedir. Bu nedenle, para politikası amaçlarına ulaşmak ve kısa dönemli faiz oranlarının etkin politika aracı olarak işlev görmesini sağlamak için, parasal şoklardan yararlanmakta bir sakınca görülmemektedir. Özetle, Türkiye’de likidite etkisinin varlığı nedeniyle, üretimin artırılması amacına dönük iktisat politikalarının, kısa dönemde genişlemeci para politikası önlemleri ile desteklenmesinin, istikrarı bozucu etkisinin sınırlı kalacağını söylemek mümkündür.

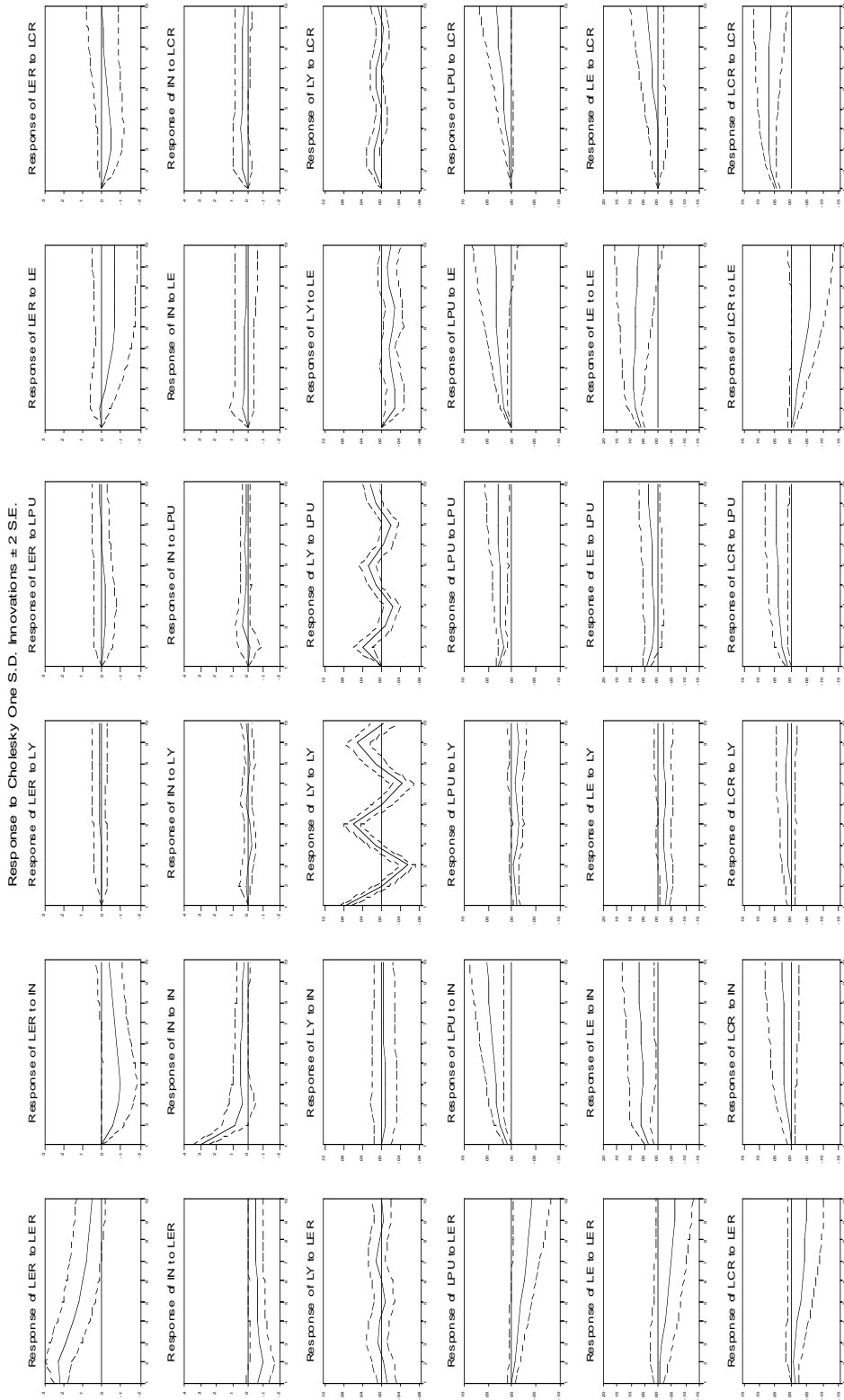
## KAYNAKÇA

- Aiyagari S. R. ve R. A. Braun (1998).** “Some Models to Guide Monetary Policymakers”, *Carnegie Rochester Conferences Series on Public Policy*, Volume 48, June, 1-42.
- Andrés J., Salido J.D. López ve J. Vallés (2004).** “Endogenous Monetary Policy and the Liquidity Effect”, *Spanish Economic Review*, 6, 2004, 159-178.
- Bilan, O. (2005).** “In Search of the Liquidity Effect in Ukraine”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 33, 500-516.
- Braun, R.A. (2001).** “Searching for the Liquidity Effect of Money”, *Yokohama National University*, September 6, [www.cerge-ei.cz/pdf/events/papers/011001\\_t.pdf](http://www.cerge-ei.cz/pdf/events/papers/011001_t.pdf), (12.08.2004).
- Cagan P. ve A. Gandolfi (1969).** “The Lag in Monetary Policy as Implied by the Time Pattern of Monetary Effects on Interest Rates”, *American Economic Review*, May, Vol. 59 Issue 2, 277-284.
- Cagan, P. (1972).** “The Channels of Monetary Effects on Interest Rates”, *National Bureau of Economic Research*, Number 97 General Series.
- Catalán J. C. H. ve O. L. V. Herrera (2003).** “Liquidity Effect or Anticipated Inflation Dominance? Empirical Evidence for Guatemala”, *Economic Research Department*, Bank of Guatemala.
- Chen S.-L. ve L.-L. Tsai ve J.-L. Wu (2004).** “A Revisit to Liquidity Effects Evidence From a Non-Linear approach”, *Journal of Macroeconomics*, Volume 26, Issue 3, 391-566.
- Christiano L. J. ve M. Eichenbaum (1992).** “Liquidity Effects and The Monetary Transmission Mechanism” *American Economic Review*, Volume: 82, Issue: 2, May, 346-353.

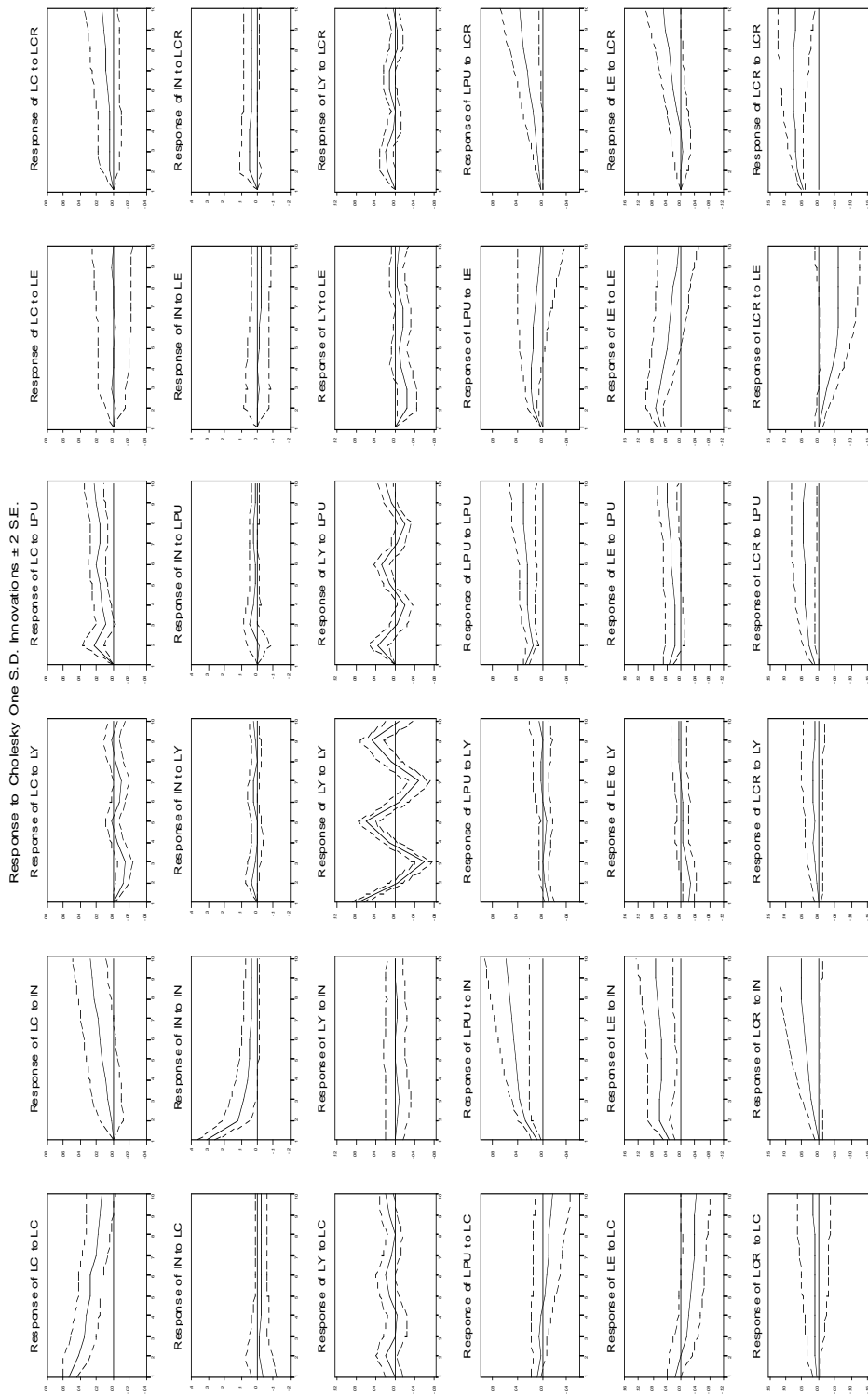
- 
- Christiano L. J. ve M. Eichenbaum ve C. Evans (1994).** "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, No: 4699, 1-52.
- Christiano, L. J. (1996).** "Identification and the Liquidity Effect: A Case Study" *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, Issue 0, 2-13.
- Cochrane, J. H. (1989).** "The Return of The Liquidity Effect: A Study of The Short-Run Relation Between Money Growth and Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, Volume: 7, Issue: 1, January, 75-83.
- Cothren R. ve Jeffrey A. Edwards (2007).** "Long-Run Money Growth and the Liquidity Effect", *Topics in Macroeconomics*, Vol:6, Issue:1, 2006, 1-15.
- Crowder, W. J. (1997).** "The Liquidity Effect: Identifying Permanent and Transitory Components of Money Growth", *Economics Working Paper*, Number 9702001, 1-37.
- Eichenbaum M. ve C. L. Evans (1993).** "Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates" *NBER Working Papers*, No: 4271, 1-47.
- Friedman, M. (1969).** "Factors Affecting the Level of Interest Rates", *Proceedings of the 1968 Conference on Savings and Residential Financing*, U.S. Savings and Loan League, Chicago.
- Fung B. S.C. ve R. Gupta (1994).** "Searching for the Liquidity Effect in Canada", *Bank of Canada*, Working Paper, 12, 1-49.
- Gordon, D. B. ve E. M. Leeper (1994).** "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification", *The Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 6, Dec., 1228-1247.
- Greenwood J. ve G. W. Huffman (1987).** "A Dynamic Equilibrium Model of Inflation and Unemployment," *Journal of Monetary Economics*, Volume 19, 203–228.
- Halabí C. E. ve W. D. Lastrapes (2003).** "Estimating the Liquidity Effect in Post-Reform Chile: Do Inflationary Expectations Matter?", *Journal of International Money and Finance*, Volume 22, Issue 6 , November, 813-833.
- Hamilton, J. D. (1997).** "Measuring the Liquidity Effect", *The American Economic Review* , Vol. 87, No. 1., Mar., 80-97.
- Hayashi, F. (2001).** "Identifying a Liquidity Effect in the Japanese Interbank Market", *International Economic Review*, Volume 42, Number 2, May, 287-316.
- Hendry, S. ve G.-J. Zhang (2001).** "Liquidity Effects and Market Frictions", *Journal of Macroeconomics*, Winter, Vol. 23, No. 1, 153-176.
- Jalil, M. A. (2004).** "In Search of the Liquidity Effect: A Literature Review", University of California, San Diego, 1-31, [http://home.pacbell.net/mun\\_liza/papers/InseachL.pdf](http://home.pacbell.net/mun_liza/papers/InseachL.pdf), (10.11.2004).
- Jones G. (2006).** "The Liquidity Effect Across the Short End of the Term Structure", *Applied Financial Economics Letters*, 2006, 2, s. 159-163.



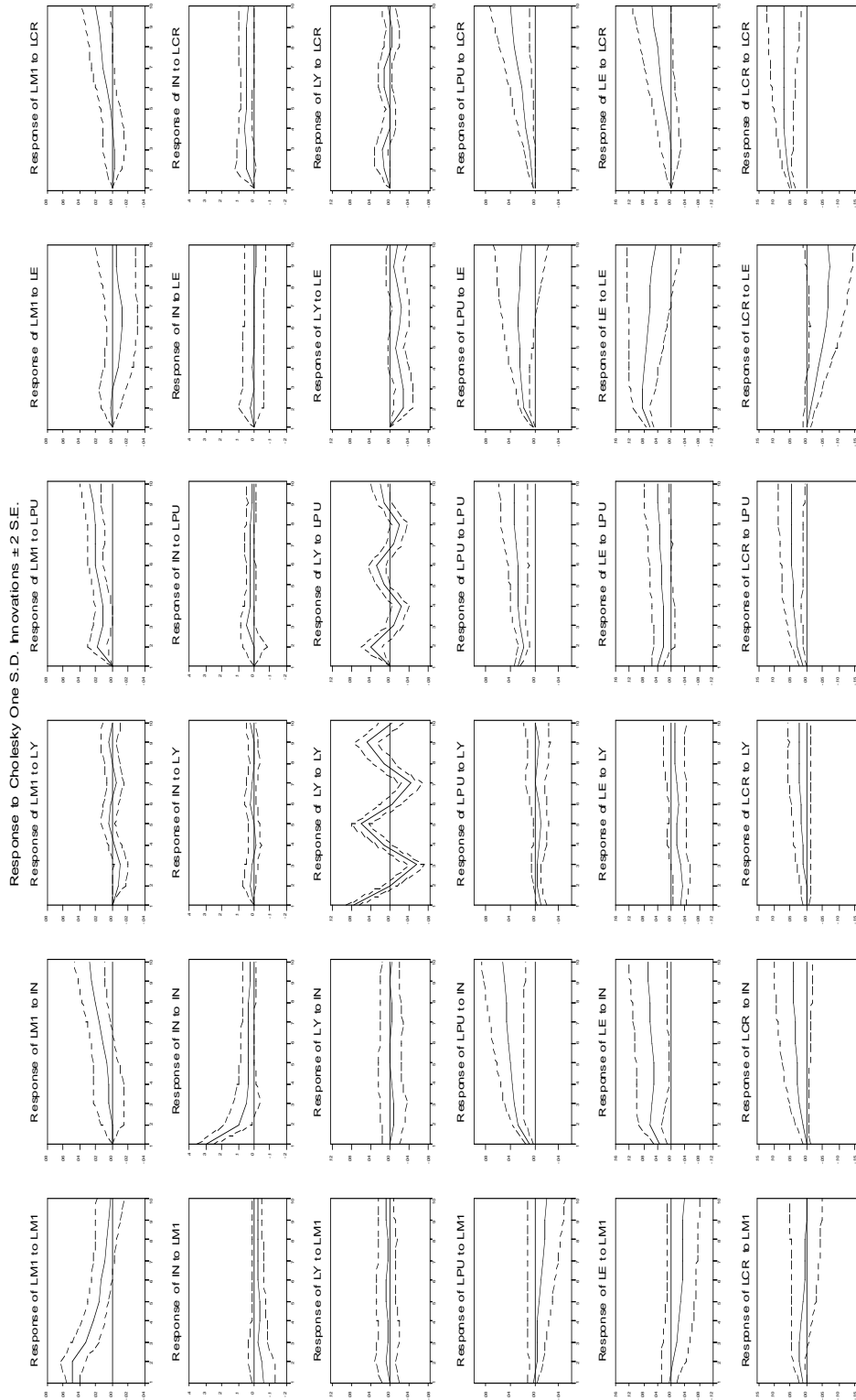
- Jung, Y. (2004).** “Liquidity Effects and Habit Formation in a Sticky Price Model”, *International Economic Journal*, Vol. 18, No. 4, 521-546.
- Keen, B.D. (2004).** “In Search of the Liquidity Effect in a Modern Monetary Model”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, 1467-1494.
- Kim B. J.C. ve N. A. Ghazali (1999).** “Has the Effect of Money Stocks on Interest Rates Really Vanished? Further Evidence of the Liquidity Effect”, *Applied Economics*, Vol. 31, Issue 6, June, 743-755.
- Lahiri R. (2007).** “Liquidity Effects, Variable Time Preference, and Optimal Monetary Policy”, *The B.E. Journal of Macroeconomics*: Vol. 7: Iss. 1 (Topics), Article 6, 1-22.
- Leeper, E. M. ve D. B. Gordon (1992).** “In Search of the Liquidity Effect”, *Journal of Monetary Economics*, Volume 29, Issue 3, June, 341-368.
- Melvin, M. (1983).** The Vanishing Liquidity Effect of Money on Interest: Analysis and Implications for Policy, *Economic Inquiry*. Huntington Beach: Vol. 21, Isu. 2, 188-203.
- Mishkin, F. S. (1982).** “Monetary Policy and Short-Term Interest Rates: An Efficient Markets-Rational Expectations Approach”, *Journal of Finance*, March, 63-72.
- Öçal T., İ. Parasız, İ. Şıklar ve K. Yıldırım (2002).** *Para ve Banka*, Anadolu Üniversitesi İktisat fakültesi Ders Kitapları Yayın No: 27, Ünite: 1 – 28, Eskişehir.
- Pagan, A. R. ve J. C. Robertson (1995).** “Resolving the Liquidity Effect”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 77, 33-54.
- Reichenstein, W. (1987).** “The Impact of Money on Short-Term Interest Rates,” *Economic Inquiry*, February, 67-82.
- Sims, C. A. (1992).** “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, Volume 36, Issue 5 , June, 975-1000.
- Thornton, D. L. (1988).** “The Effect of Monetary Policy on Short-Term Interest Rates”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June, 70(3), 53-72.
- \_\_\_\_\_ (2001). “The Federal Reserve's Operating Procedure, Nonborrowed Reserves, Borrowed Reserves and the Liquidity Effect”, *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, vol. 25(9), 1717-1739.
- Zhentao L. (2008).** “Testing the Liquidity Effect with Equilibrium Interest Rate”, *Applied Economics*, 2008, 40, 1529-1535.



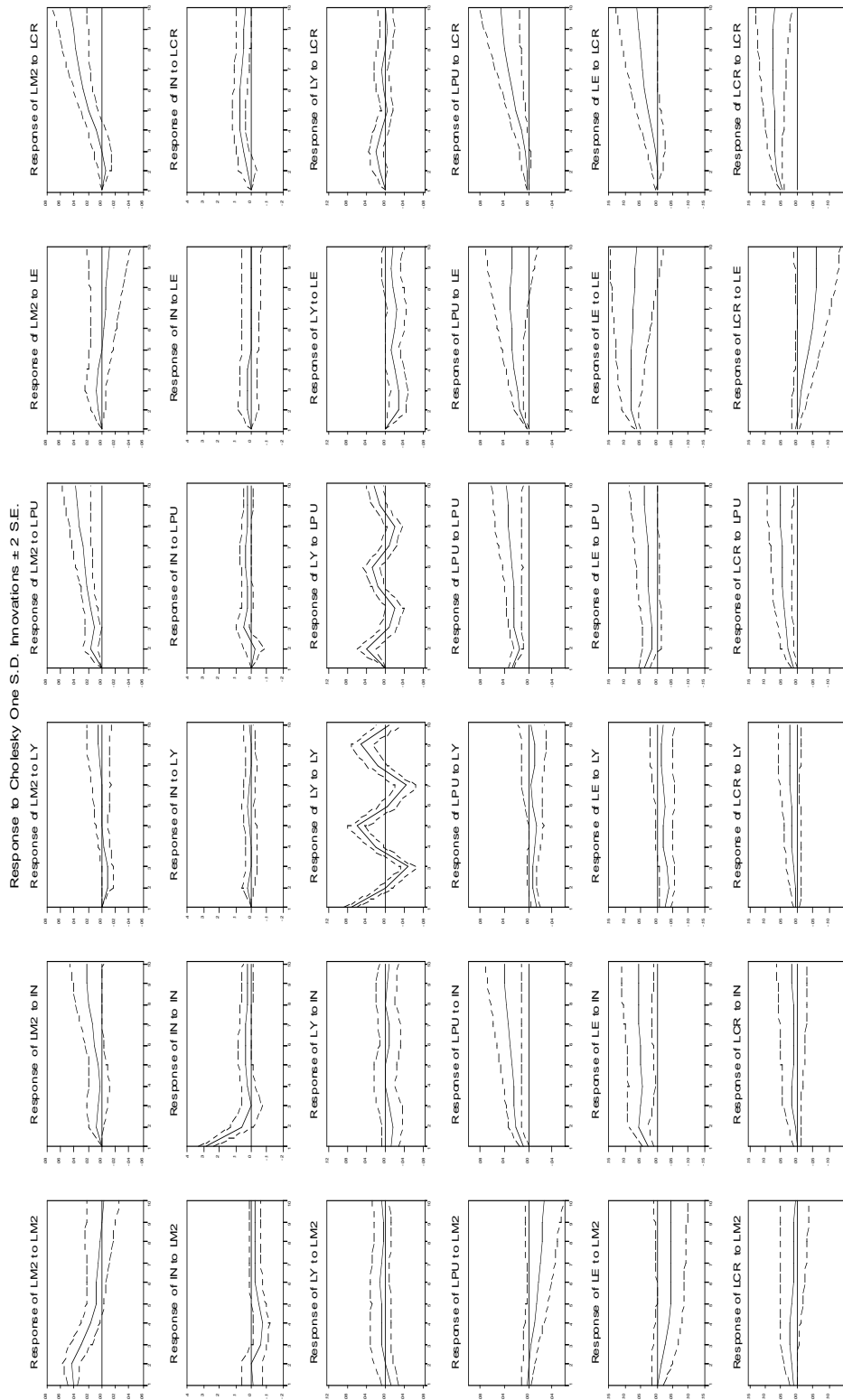
Şekil 1. LER IN LY LPU LE LCR için Etki – Tepki Fonksiyonları



*Şekil 2. LC IN LY LPU LE LCR için Etki – Tepki Fonksiyonları*



Şekil 3. LM1 IN LY LPU LE LCR için Etki – Tepki Fonksiyonları



Şekil 4. LM2 IN LY LPU LE LCR için Etki – Tepki Fonksiyonları