

PARA PİYASALARINDAKİ BÜYÜMENİN BİST ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN VAR YÖNTEMİ İLE ANALİZİ

Ali KÖSE^[*]
Esengül ÖZDEMİR^[**]

Öz

Geliřmiş ülkelerde sermaye piyasalarında yařanan geliřmeler ve büyümeler neticesinde borsalar bu geliřmelere paralel tepkiler verebilmektedir. Bu tepkilere göre genellikle para piyasaları ile sermaye piyasalarının birlikte hareket etme eğilimi söz konusudur. Ancak özellikle geliřmekte olan ülkelerde farklı uyarıların söz konusu olması nedeniyle para piyasaları bazı sapmalar gösterebilmekte ve sermaye piyasaları ile birlikte hareket edebilme tepkisi farklılaşabilmektedir. Bu nedenle alıřmada, sermaye piyasalarının geliřiminin ülkemizde nasıl anlařıldıđı ve piyasaların bu geliřmeleri nasıl yorumladıđı incelenirken Türkiye’de para piyasalarında yařanan geliřmeler ile Borsa İstanbul (BİST) arasındaki iliřkinin nedensellik yapısı arařtırılmıřtır. alıřmada 1988-2013 yıllarına ait veriler eyreklik dönemler olarak ele alınmıřtır. Vektör otoregresif (VAR) modelleme yönteminin uygulandıđı analizde, piyasaların bir unsuru olan Para Arzı (M2) ile BİST İşlem Hacmi (LBİST) deđiřkenleri arasındaki nedensellik bađı arařtırılmıř ve belirtilen deđiřkenler arasında ilgili dönem itibariyle nedensellik bulunamamıřtır.

Anahtar Kelimeler: Sermaye Piyasaları, Para Arzı, VAR Analizi.

Jel Kodları: G10, C22, C58

ANALYSIS OF THE EFFECT OF MONEY MARKETS GROWTH ON BIST WITH VAR METHODOLOGY

Abstract

In the developed countries, stock markets can response to the emerging developments and growth at the capital markets. According to this reaction, money markets move in concert with capital markets. However, in the developing countries, the other parameters have an impact on money markets, that give rise to

[*] Do. Dr., Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Yüksekokulu Aktüerya Bölümü, aköse@marmara.edu.tr

[**] Yüksek Lisans Öğrencisi, Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, Sermaye Piyasası ve Borsa Bölümü, esenozdemirr@gmail.com

change the process with capital markets. For that reason, in this study, we investigate the relationship between money markets and BIST, in Turkish economy. We apply the vector autoregressive method (VAR) to examine the effects of money markets on BIST growth during the period 1988-2013 which is chosen quarterly. The analysis demonstrate that the relationship between M2 money supply-which represent money markets- and BIST-which represent capital markets-. As a result, we ascertain that money supply and BIST don't have any causation.

Keywords: Capital Markets, Money Supply, VAR Analysis.

Jel Codes: G10, C22, C58

Giriş

Türkiye'de sermaye piyasaları 1980 yılından sonra gelişim göstermeye başlamış olup 1980 sonrasında serbest piyasa koşullarının Türkiye piyasalarına uygulanması bu gelişimde etkili olmuştur. Bu gelişim ülkedeki bankacılık ve borsa faaliyetlerinde de kendisini hızlı bir şekilde hissettiren piyasalarda yaşanan olumsuz gelişmeler nedeniyle piyasaları ve yatırımcıları korumak için gerekli adımların atılması gereği doğmuştur. Bu nedenle öncelikle sermaye piyasalarında güvenilir işlemler yapabilmek adına denetim mekanizmaları oluşturulmuştur. Türkiye'de sermaye piyasalarının güvenilirliğini ve şeffaflığını sağlamak, tasarrufların menkul kıymetlere yatırılarak halkın iktisadi kalkınmaya etkin ve yaygın bir şekilde katılmasını teşvik etmek ve sermaye piyasasının güven, açıklık ve kararlılık içinde çalışmasını, tasarruf sahiplerinin hak ve yararlarının korunmasını düzenlemek ve denetlemek amacıyla Sermaye Piyasası Kurumu, 1981 yılında çıkarılan 2499 sayılı Sermaye Piyasası Kanunu ile kurulmuş olup 6/12/2012 tarihli ve 6362 sayılı Sermaye Piyasası Kanunu ile Kurulun görev, yetki ve sorumlulukları yeniden düzenlenmiştir (Sermaye Piyasası Kurumu, 2015, çevrimiçi).

1981 yılında sermaye piyasalarını düzenleyen kanunun kabulü, 1991 yılında Türk parasının konvertible hale gelmesi, yasal ve düzenleyici kurumların finans piyasalarını düzenleyici denetleyici önlemler almasıyla birlikte, ülkemizde finansal piyasalar hızla gelişmeye ve büyümeye başlamıştır. Finansal piyasalarda meydana gelen bu gelişmeler bir finansal piyasa ürünü olan borsalar üzerinde de etkisini göstermeye başlamıştır. Gelişmiş ülkelerde Borsa işlem hacim ve getirileri, sistemin düzgün işleyişi, gelişmekte olan ülkelere örnek teşkil etmiştir. Gelişmekte olan ülkeler arasında sayılan, büyüme hacmi ve iştahı açısından gelişmiş ülkelerin de dikkatini çeken ülkemizde BIST'in işlem hacmi, finansal piyasaların bir alt unsuru olan para piyasalarının gelişmesiyle birlikte artmaya başlamıştır. Ancak, BIST'in ya da Borsaların piyasa riski, kur riski, siyasi risk gibi unsurları da bünyesinde barındırdığı unutulmamalıdır. Ele alınan dönemler içerisinde BIST işlem hacminde meydana gelen düşüş ve artışların bu risklerin ve spekülasyon gibi dışsal unsurların etkisinde kaldığı gözlenmiştir. Bu çalışmanın amacı, para piyasalarında meydana gelen büyümenin finansal piyasaların bir alt kırılımı olan borsalar üzerinde - Borsa İşlem Hacimleri- nasıl bir etkisinin olduğunu tespit etmektir.

I. Sermaye Piyasaları ve BİST

Genel olarak bir ekonomik sistem, ekonomik faaliyetlerin gerekleřmesini saęlayan ortam, taraflar, kurallar bütününü ifade etmektedir. Bir ekonomide gerekleřen ekonomik faaliyetlerin, reel ve finansal faaliyetler olarak ayrıştırılıp incelenmesi genel olarak kabul edilmiş bir ayrımdır. Reel ekonomik faaliyetler, reel ekonomiyi oluştururken; finansal ekonomik faaliyetler de, finansal ekonomiyi oluşturur. Bu ayrıma paralel olarak ekonominin reel ve finansal ekonomi olarak ikiye ayrılması mümkündür (Mazgit, 2012, 2).

Finansal pazarlar, fon arz ve talebinin karşılařtığı piyasalardır. Bu pazarlarda ihtiyalarından daha fazla gelirleri olanlar ile ihtiyalarından daha az gelirleri olanlar fon arz ve talep ederek bir piyasanın oluşmasını saęlar (Karan, 2011, 3).

Finansal piyasaların üç ekonomik fonksiyonu vardır: Birincisi, alıcı ve satıcıyı karşı karşıya getirdiğinden alım-satımı yapılan finansal varlığın fiyatının oluşmasına yardımcı olmasıdır. İkincisi, finansal varlığı satmak isteyen yatırımcı için ona uygun bir mekanizma sunmasıdır. Üçüncüsü, işlem maliyetlerini düşürmesidir (Konuralp, 2005, 15).

Finansal sistem, yatırımlar hakkında bilgi sunma ve kaynak tahsisi fonksiyonunu da içerir. Güvenilir bilgiye sahip olmadan yatırımcılar yatırım yapmak istemezlerken bunun için zaman da harcamak istemeyeceklerdir. Bu nedenle yüksek bilgi maliyeti nedeniyle sermaye, yüksek getiri potansiyeli olan alanlara yönelmekten uzaklaşmış olacaktır (Levine,1997,688-726).

Piyasa ekonomisini benimseyen ekonomilerde tasarruflar, yatırımlara finansal sistem aracılığıyla dönüşmektedir. Bu dönüşüm, ekonomik gelişmenin ilk aşamalarında aracısız ve örgütlenmemiş piyasalar vasıtasıyla gerekleşirken, ekonomi geliřtike bu ilişki dolaylı bir yapı kazanarak fon alışveriři, finansal kurumlar ve piyasalar aracılığıyla daha etkin bir düzeyde gerekleşmeye başlamaktadır. Tasarruflarla yatırımlar arasında fon transferine olanak saęlayan finansal sistem, genel olarak finansal piyasalar (para ve sermaye piyasaları), finansal araçlar (bankalar, özel finans kurumları, sigorta şirketleri, finansal kiralama (leasing) şirketleri, factoring şirketleri, tüketici finansman şirketleri, aracı kurumlar) ve bunların sunmuş olduđu hizmetlerden oluşmaktadır (Ağır, 2010, 5).

Ekonomi bilimi bakımından sermaye, üretim ve yeni servet edinimi için kullanılan her türlü mal varlığıdır. Her mal varlığı veya servet sermaye deęildir, ancak her sermaye bir servettir. Sermaye ile servet arasındaki en önemli fark, sermayenin üretim amacıyla kullanılmasıdır (Ünal, 2005, 1).

Sermaye piyasası, sermayenin arz ve talebinin orta ve uzun vadeli yatırımlara konu olup karşılařtığı ve ekonomik birimlerin yatırım ihtiyalarının giderilmesi için çıkarılan menkul kıymet ve diđer sermaye piyasası araçlarının işlem gördüğü piyasalardır (Moroglu, 1998, 15), (Kara, 2006, 8).

Türkiye’de sermaye piyasalarının dönüm noktaları arasında Sermaye Piyasası Kanunu’nun 30 Temmuz 1981’de yürürlüğe girmesi önemli yer tutmaktadır. Kanunla birlikte Türkiye’de sermaye piyasaları hukuki altyapıya kavuşmuştur.

Kanun esas olarak,

- Sermaye piyasalarının gözetim, denetim ve geliştirilmesinden sorumlu, merkezi yönetimden bağımsız bir kamu otoritesi olan Sermaye Piyasası Kurulu’nu (SPK) oluşturmayı,
- Hisse senedi ve tahvil gibi menkul kıymetlerin birincil piyasasını geliştirerek doğrudan finansman olanaklarını artırmayı,
- Tasarruf sahiplerinin sermaye piyasasına yoğun katılımının sağlanmasını,
- Sermaye piyasasının açık, güvenli, istikrarlı ve şeffaf çalışmasını sağlamayı ve yatırımcının hak ve yararlarını korumayı amaçlar (SPK Kanunu).

Sermaye Piyasası Kanunu’yla sermaye piyasası faaliyeti ve bu piyasanın üyelerinin sahip olması gereken özellikler tanımlanırken bu faaliyetlerin yürütülmesi için SPK’ dan yetki belgesi alma zorunluluğu getirilmiştir.

2. Literatür Taraması

Gelişmekte olan ülkelerde finansal piyasalar birçok risk unsurundan etkilenmektedir. Bu risk unsurları, aynı zamanda sermaye piyasalarını da etkilemektedir. Finansal piyasalarda meydana gelen büyüme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki birçok akademik çalışmada ele alınırken Borsa İstanbul işlem hacmi ve ekonomik büyüme, hisse senetleri arz piyasası ve borsa işlem hacmi arasındaki ilişki gibi birçok konuda da incelemeler yapılmıştır.

Sermaye piyasası ve BİST’i farklı konularla birlikte modelleyen çalışmaların ele alındığı literatür çalışmaları birçok ülkeye ilişkin çalışmaları içermektedir. Bu çalışmalarda çeşitli ekonometrik yöntemler, farklı değişkenler ve gözlem dönemlerine ilişkin veri setleri kullanılarak farklı sonuçlar elde edildiği gözlenmiştir. Çalışmalarda, BİST işlem hacmi, genel anlamda finansal gelişme ve ekonomik büyüme üzerine yapılan çalışmalarda değişkenlerden biri olarak kullanılırken diğer değişkenlerin daha çok finansal gelişmişlik unsurlarından biri olarak ele alındığı gözlenmiştir.

Arestis, Demetriades, Luintel, çalışmalarında sermaye piyasaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 5 gelişmiş ülke açısından zaman serisi analizi ile araştırmışlar ve analize göre, sermaye piyasalarında meydana gelen büyümenin ekonomik büyümeyi etkilemekte olduğu sonucuna ulaşırlarken bankalara ilişkin yapılan düzenlemeler ile birlikte finansal piyasaların ekonomik büyüme üzerinde daha baskın bir role sahip olduğunu tespit etmişlerdir (Arestis, Demetriades, Luintel, 2001, 16-41).

Aras ve Müslomov çalışmalarında örneklem olarak OECD ülkelerini dikkate alırken Granger Nedensellik testini Sims’in yaklaşımıyla ele alıp, sermaye piyasası gelişmesinin ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğunu ifade eden arz-öncü hipotezini destekleyici sonuçlara

ulařmıřlardır. Arařtırma bulgularına gre, kısa ve uzun dnemde sermaye piyasasının geliřimi ile ekonomik byme arasında nedensellik iliřkinin ynnn deęiřmedięini belirlemiřlerdir (Aras, Mslmov, 2002, 90-105).

Levine ve Zervos tarafından yapılan alıřmada, finansal geliřmiřlięin gstergesi olarak borsa ile iliřkin deęiřkenleri ele alırken dnya sermaye piyasasıyla btnleřme gstergeleri ve bankacılık geliřmiřlięinin ls olarak banka kredilerini ele alınmıřlardır. Ayrıca bunların ekonomik bymenin gstergeleri ile baęlantılı olup olmadıkları, 1976-1993 yıllarını kapsayan bir sre ierisinde 47 lke verisiyle incelenmiřtir. alıřmada yatay-kesit analizi uygulanmıřtır. Analiz sonucuna gre, borsa likiditesi ve banka kredilerinin her ikisinin de modele birlikte dahil edilmeleri durumunda bymeyi, sermaye birikimini ve verimlilik artıřını pozitif ynde etkiledięi tespit edilmiřtir. Finansal piyasaların byme iin nemli hizmetler saęladıkları, borsaların ise bankalardan farklı iřlevlere sahip oldukları sonucuna ulařılmıřtır. Ayrıca borsa lsnn, volatilitesi- nin ve uluslararası btnleřmenin olduka gl bir Őekilde byme ile baęlantılı olduęu ve finansal gstergelerin hibirinin zel tasarruf oranları ile baęlantılı olmadıęı saptanmıřtır (Levine, Zervos, 1998, 537-558).

Sermaye piyasalarının geliřimi ile ekonomik byme arasındaki iliřkinin Temel Bileřenler Analizi ile deęerlendirildięi Ycel'in alıřmasında ise veri seti olarak, 1997-2007 dnemine iliřkin aylık GSYİH ve BİST İřlem Hacmi deęiřkenlerine ek olarak BİST Tm Endeksi glge deęiřken olarak analize dahil edilmiřtir. Bu analiz sonucunda sermaye piyasası geliřiminin ekonomik byme zerine pozitif ynl bir etkisi olduęu grlmřtir (Ycel, 2009, 77-86).

zcan ve Arı'nın yapmıř oldukları alıřmada finansal geliřme ve ekonomik byme arasındaki iliřki VAR modeli ile incelenmiřtir. alıřmalarında Trkiye rneęi iin finansal geliřme ve ekonomik byme arasında bir iliřkinin var olduęunu ve bu iliřkinin ynnn ise ekonomik bymeden finansal geliřmeye doęru olduęunu ortaya koyarak ekonominin reel kesiminin geliřiminin, finansal hizmetlere ynelik talepleri de arttıracadıını ileri srmřlerdir (zcan, Arı, 2011, 121-142).

Thangavelu ve Ang'in yapmıř oldukları alıřmada, Var ve Granger analizi ile 1960-1999 yılları iin banka ve piyasa temelli finansal yapıyı analiz etmiřlerdir. Sonu olarak alıřmalarında, finansal aracılardan (banka temelli sistem) ve finansal piyasanın (piyasa temelli sistem) ekonomik byme zerinde olduka farklı etkilerde bulunduęunu ortaya koymuřlardır. alıřmada finansal aracılardan geliřmesinden, ekonomik bymeye doęru nedensellik iliřkinin varlıęına dair sonular belirlenmiřtir (Thangavelu, Ang, 2004, 247-260).

Demir, ztrk, Albeni alıřmalarında 1995-2005 dneminde Trkiye'de bankacılık sistemi ve hisse senedi piyasası ile ekonomik byme arasındaki iliřkiyi ampirik olarak analiz etmiřlerdir. VAR modelleri kullanılarak bulunan ampirik sonular, uzun dnemde finansal piyasalar ve byme arasında tek taraflı doęrusal nedensellik bulunduęunu ortaya koymuřtur. Hata dzeltme modelleri ile bulunan sonular da ise, uzun dnemde, banka ve hisse senedi yolu ile finansmanın ekonomik bymeyi arttırabileceęini, fakat bu etkinin kk olduęunu tespit etmiřlerdir. Ayrıca, hisse senedi piyasasının ekonomik bymeye katkısı, bankacılık sektrnn katkısı

ile karşılaştırıldığında daha küçük olduğu bir başka sonuç olarak elde edilmiştir (Demir, Öztürk, Albeni, 2007, 438-456).

Kandır, İskenderoğlu, Önal, çalışmalarında, Türkiye’de finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelerken 1988 - 2004 dönemine ait üçer aylık verileri kullanmış olup ekonomik büyümeyi temsil etmek üzere kişi başına reel milli gelir seçilmiştir. Diğer yandan, finansal gelişmeyi temsil etmek üzere, İMKB işlem hacminin milli gelire oranı, İMKB piyasa değerinin milli gelire oranı, İMKB işlem görme oranı ve özel sektöre verilen banka kredilerinin milli gelire oranı değişkenlerinden yararlanılmıştır. Çalışmada, Johansen eşbütünlük testleri, hata düzeltme modeli ve nedensellik analizleri uygulanmış olup analiz sonuçları, finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin talep izleyen bir yapıya sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Buna göre, Türkiye’de finansal gelişmişliğin, ekonomik büyümeyi desteklemediği belirlenirken ekonomik büyümenin finansal gelişmeyi etkilediği sonucuna ulaşılmıştır (Kandır, İskenderoğlu, Önal, 2007, 311-326).

3. Ekonometrik Metodoloji

Zaman serileri, bir değişkenin farklı zamanlarda gözlenen değerler grubunu ifade etmektedir. Her değeri belirli bir zaman farkıyla arka arkaya gelen nümerik verilerden oluşmaktadır. Bu veriler; hisse senedi fiyatları gibi günlük, merkez bankasının yayımladığı para arzı gibi haftalık, işsizlik oranı veya tüketici fiyat indeksleri gibi aylık, gayri safi milli hasıla gibi üç aylık, devlet bütçeleri gibi yıllık dönemlerle düzenli olarak toplanabilmektedir. Bazı veriler hem üç aylık hem de yıllık olabilmektedir. Bu şekilde toplanan veriler, kantitatif (nicel) ya da kalitatif (nitel) verilerdir (Göktaş, 2005, 2).

3.1. Birim Kök Analizi:

• ADF Birim Kök Testi

Zaman serileri analizlerinde durağan olmayan zaman serileri ile oluşturulan regresyon denklemleri sahte regresyon problemi ile karşı karşıya kalabilirler. Sahte regresyon durumunda elde edilen katsayıların t veya F istatistik değerleri güvenilir olmaktan uzaklaşmaktadırlar. Bu nedenle kullanılan zaman serilerinin durağan olması istenen bir durumdur. Bir zaman serisinin durağan olması, zaman içinde belli bir değere doğru yaklaşmasını ya da sabit ortalamalı, sabit varyanslı ve gecikme seviyesine bağlı kovaryansa sahip olmasını ifade eder. Bu durumda durağan olan bir zaman serisinin aşağıdaki özellikleri sağlaması gerekir (Gujarati, 2010, 713):

$$\text{Ortalama} \rightarrow E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Varyans} \rightarrow \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Kovaryans} \rightarrow E[(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu)] = \gamma_j$$

Serilerin durađan olup olmadıđı, uygulamada genellikle birim kk testi ile incelenmektedir. Dickey ve Fuller (1979) tarafından oluřturulan Dickey-Fuller birim kk testi (DF), yazarlar tarafından 1981’de geliřtirerek Geniřletilmiř Dickey-Fuller (ADF) birim kk testi olarak uygulanmaya bařlanmıřtır. ADF birim kk testi ařađıda belirtilen denklemlerle ifade edilmektedir (Gujarati, 2010, 720).

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 t + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1} + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

Bu denklemlerin, ilk oluřturulan Dickey-Fuller birim kk testinden farkı otokorelasyon sorununu gidermek iin denklemlere bađımlı deđiřkenin gecikmelerinin eklenmesidir. (1.1) nolu denklem sabitli ve trendli model, (1.2) nolu denklem sabitli model ve (1.3) nolu denklem ise sabitsiz ve trendsiz model olarak adlandırılır. Bu denklemlerde β_0 sabit terimi, t trend terimi, Δ fark iřlemcisini ve ε_t ise beyaz grltl hata terimini ifade eder. Bu deterministik terimlerin kullanımı, uygulama yapılan modelde gerekli olup olmamasına gre deđiřmektedir. Bu modellerde oluřan otokorelasyon sorununu gidermek iin denklemlere yerleřtirilen bađımlı deđiřkenin gecikmelerine ait optimal gecikme uzunlukları (m) Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Kriteri (SCH), Hannan-Quinn test istatistiđi v.b. seim kriterleri kullanılarak belirlenmektedir.

Bu kriterlerden hangisi dikkate alındıysa, o kritik deđerin minimum olduđu deđerdeki gecikme uzunluđu optimal gecikme uzunluđu olarak kabul edilir. En kk kareler yntemi (EKKY) ile tahmin edilen ADF denkleminin optimal gecikme uzunluđu belirlendikten sonra tahmin edilen modelden elde edilen β_1 katsayısının negatif olması beklenir ve bu katsayının t istatistiđinin mutlak deđeri, Mackinnon tablo kritik deđerini ile karřılařtırılarak ilgili serinin birim kk ierir iermediđi tespit edilir. Sıfır hipotezi $H_0: \beta_1 = 0$ (seri birim kk ierir yani durađan deđildir) řeklinde tanımlanır ve elde edilen sonuca gre serinin durađan olup olmadıđına karar verilir. Durađan olmayan bir zaman serisinin durađan olduđu seviyenin belirlenebilmesi iin serinin birinci farkı alındıktan sonra yeniden ADF testi uygulanır. Birinci farkı alınan seri iin yeniden optimal gecikme uzunluđu belirlenerek yapılan ADF testinde birim kkn varlıđını kabul eden sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda serinin birinci farkının durađan olduđu sylenir. Bir serinin birinci farkında durađan olması $I(1)$ řeklinde gsterilir. Bu durumda, ilgili serinin seviye verileri aısından durađan olmadıđı, birinci farkı alındıktan sonra durađan hale geldiđi sylenilmektedir.

• Phillips – Perron (PP) Birim Kk Testi

DF testlerini destekleyen dađılım teorisi, hata terimlerinin istatistiksel olarak bađımsız ve sabit varyansa sahip olduđunu varsayar. PP, DF metodunu geliřtirerek, hata terimlerinin dađılımı konusunda daha ılımlı varsayımlara dayanan yeni bir yntem nermiřlerdir. PP testi veriyi

yaratan süreç AR(1) olmadığında ortaya çıkabilecek otokorelasyonu dikkate alan, standart DF t-istatistiğinin parametrik olmayan modifikasyonudur. DF t- istatistiklerinin düzeltilmiş biçimleri olan PP test istatistiklerinde hata süreci daha az sınırlayıcıdır (Yavuz, 2014, 304).

3.2. Vektör Otoregresif Regresyon Modeli (VAR)

VAR modelleri öncelikle makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesinde ve analizinde kullanılır. VAR modellerinde yer alan değişkenlerin tümü bağımlıdır ve her bir değişken kendi gecikmeli değerleri ile diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak tanımlanır. Bu durum değişkenin gelecekte alacağı değerlerin, değişkenin cari ve geçmiş dönem değerleri, saf hata terimi ve sistemde yer alan diğer değişken veya değişkenlerin cari ve geçmiş dönem değerlerinin ağırlıklı ortalamasına eşit olduğu anlamına gelmektedir (Tsay, 2010, 399).

VAR modellerinin, ekonomik ve finansal zaman serilerinin dinamik yapısının açıklanmasında ve öngörüsünde oldukça faydalı olduğu kanıtlanmıştır. VAR modeli, birden fazla değişken için öngöründe bulunmaya imkan sağlar (Yavuz, 2014, 329).

VAR modeli seçilen bütün değişkenleri birlikte ele alır ve bir sistem bütünlüğü içinde inceler. Ekonometrik modelin şekillendirilmesi aşamasında, belirli ve modelin oluşumuna etki eden katı bir iktisadi teorinin varlığı kabul edilmez. İktisadi teorinin öne sürdüğü kısıtlamaların, varsayımların, model tanımını bozmasına izin verilmez. Değişkenler arası ilişkiler hakkında bir ön kısıt konulmaz. Böylelikle model kurma aşamasında yapılmak zorunda olunan ön varsayımların olumsuz etkileri büyük ölçüde ortadan kalkmaktadır (Özgen, Güloğlu, 2004, 93-114).

İki değişkenli VAR modeli, standart şekilde şöyle ifade edilebilir.

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} x_{t-i} + v_{1t}$$

$$x_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} x_{t-i} + v_{2t}$$

Yukarıdaki modelde p, gecikmelerin uzunluğunu, v, ortalaması ve kendi gecikmeli değerleriyle kovaryansı sıfır olan, varyansları sabit, normal dağılıma sahip rassal hata terimlerini göstermektedir. VAR modelinde hataların kendi gecikmeli değerleriyle ilişkisiz olması varsayımı, modele herhangi bir kısıt getirmez. Çünkü değişkenlerin gecikme uzunluğunun artırılmasıyla otokorelasyon sorununun üstesinden gelinir (Mucuk, Alptekin, 2008, 159-174).

Hata terimleri zamanın belli bir noktasında birbiriyle ilişkiliyse, yani aralarındaki korelasyon sıfırdan farklı ise, hata terimlerinin birindeki değişim, zamanın belli bir noktasında diğerini etkileyecektir. Ayrıca hata terimleri modelin sağındaki tüm değişkenlerle ilişkisizdir. Modelin sağ tarafında, sadece içsel değişkenlerin gecikmeli değerleri yer aldığı için eşanlılık problemiyle

karřılařılmaz. Bu durumda, modeldeki her bir denklem klasik en kk kareler yntemiyle tahmin edilebilir. VAR modelinde optimal gecikme uzunlukları, Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn vb. kriterlerle saptanabilir. VAR modelleri, kısıtlanmıř ve kısıtlanmamıř VAR modelleri olarak iki trl uygulanabilir ve VAR analizinden  yolla sonu alınabilir. Granger nedenselliđini gsteren F testleri”, deđiřkenler arasındaki etkileřimi gsteren varyans ayrıřtırması ve etki-tepki fonksiyonları, VAR’da sonu almada kullanılan yollardır (zgen, Glođlu, 2004,93-114).

3.3. Granger Nedensellik Testi ve Koentegrasyon:

Granger’a gre, eđer y_{1t} gibi bir deđiřkene ait gemiř dnem deđerleri, y_{2t} gibi bir bařka deđiřkenin tahmin edilmesine katkıda bulunuyor ise y_{1t} , y_{2t} deđiřkenin Granger nedenidir (Granger, 1969, 424-438).

$$X_t = \sum_{j=1}^m X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

X_t ve Y_t deđiřkenlerinin durađan olduđu ve sıfır ortalamaya sahip olduđu varsayılmaktadır. Hata terimleri olan ε_t ile η_t ’nin birbiriyle korelasyonsuz, beyaz grlt zelliđi gsteren seriler olduđu varsayılmaktadır. Eđer ilk denklemdeki b_j deđerleri birlikte sıfırdan farklı ise Y_t , X_t ’nin Granger nedenidir. Benzer şekilde, ikinci denklemdeki c_j deđerleri birlikte sıfırdan farklı ise, bu kez de X_t , Y_t ’nin Granger nedenidir. Eđer her iki durum da birlikte sz konusu ise, X_t ile Y_t arasında bir geri dnřm iliřkisinin var olduđu sylenebilir. Fakat her iki denklemdeki b_j ve c_j katsayıları birlikte sıfırdan farklı deđilse, X_t ile Y_t arasında bir iliřki sz konusu deđildir (zcan, Arı, 2011, 121-142).

Zaman serisi analizlerindeki son geliřmeler, durađan olmayan seriler [I(1)] arasındaki nedensellik iliřkisinin uygulamasında, dođru spesifikasyonun tespitinin koentegrasyon analizi ile yakından ilgili olduđunu gstermektedir. İki veya daha fazla iktisadi deđiřken uzun dnemde birlikte hareket ediyorsa, ilgili deđiřkenler arasında koentegrasyon iliřkisi vardır. Koentegrasyon konusundaki son geliřmelere gre, durađan olmayan ve koentegrasyon iliřkisinin de olmadıđı tespit edilen deđiřkenler arasındaki nedenselliđin tespiti iin vektr otoregresif modelin (VAR), durađan olmayan ancak koentegre olan deđiřkenler arasındaki nedensellik iliřkisi iin vektr hata dzeltme modelinin (VECM) kullanılmasının daha uygun olduđu grlmektedir (Yavuz, 2005, 962-972).

İktisadi hayatta, makroekonomik deđiřkenlerin karřılıklı olarak birbirlerinden etkilendikleri gzlenmektedir. Bu nedenle verileri salt isel ya da dıřsal deđiřken olarak ayırmak zorlařmaktadır. Eřanlı denklem sistemlerinde, isel-dıřsal deđiřken ayrımı gibi glklerin zmne ynelik olarak ne srlmř olan Vektr Otoregresif Modeller (VAR) ile bu zorluk ařılmaktadır (Tarı,

Bozkurt, 2006, 12-28). Sözü edilen bu kısıtlamalar, araştırma için birtakım güçlükler doğurmaktadır. VAR modelleri ise; yapısal model üzerinde herhangi bir kısıtlama getirmeksizin dinamik ilişkileri verebilmekte ve bu sebeple zaman serileri için sıklıkla kullanılmaktadır. VAR modellerinde bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer alması, geleceğe yönelik güçlü tahminlerin yapılmasını mümkün kılmaktadır (Keating, 1990, 453-476). Bu nedenlerden ötürü çalışmada VAR analizinin kullanılması tercih edilmiştir.

4. Uygulamanın Amacı, Veri Seti ve Değişkenler

Uygulamanın amacı; Türkiye’de para piyasalarında yaşanan gelişmeler ile Borsa İstanbul (BİST) arasındaki ilişkinin nedensellik yapısının araştırılması olup bu amaçla, Para Arzı (M2) ve BİST İşlem Hacmi (LBİST) değişkenleri arasındaki nedensellik bağı incelenmiştir. Çalışmada 1988 – 2013 dönemine ait veriler üçer aylık olarak ele alınmıştır.

Para arzı ya da aynı anlama gelen para stoku, bir ekonomide belirli bir anda mevcut parasal varlıkların toplam miktarını ifade eder. Bu tanım ikiye ayrılarak çeşitlendirilir. Dar anlamda para arzı kavramı, genellikle dolanımda bulunan para miktarı ile vadesiz banka mevduatlarının toplamını anlatmak için kullanılırken, geniş anlamda para arzı, bunlara bankalardaki vadeli mevduat miktarının da eklenmesiyle ortaya çıkar (Eğilmez, 2016, çevrimiçi).

Tablo 1: Para Arzı Tanımları

Para Arzı Çeşitleri	İçeriğinde bulunan parasal varlıklar
M0	Dolaşımdaki para – Banka Kasalarındaki Para
M1	M0 + TL ve YP Vadesiz Mevduat
M2	M1 + TL ve YP Vadeli Mevduat
M3	M2 + Repo ve Para Piyasası Fonları + Bankalarca İhraç Edilen Menkul Kıymetler

M2 para arzı, değer saklama fonksiyonunu vurgular, likit niteliği daha düşük ödeme araçlarının miktarını gösterir ve geniş kapsamlı para miktarını verir (TCMB, 2016, çevrimiçi).

TCMB’nin 2005 yılından itibaren kullandığı para arzı tanımları şöyledir;

- M1= Dolaşımdaki Para (nakit) + Vadesiz Mevduat (TL ve yabancı para)
- M2= M1 + Vadeli mevduat (TL ve yabancı para)
- M3= M2 + Repo işlemlerinden sağlanan fonlar + Para Piyasası Fonları

Bununla birlikte, analizde kullanılan bir dięer deęiřken olan Borsa İřlem Hacmi; tm hisse senetleri iin gerekleřen iřlemlerdeki her emrin ierdięi hisse senedi sayısı ile iřlem fiyatının arılmasıyla elde edilen yeknlerin toplanmasını ifade eder (BIST, 2016, evrimii).

5. Ampirik Sonular

Kullanılan Para Arzı ve BİST İřlem Hacmi verilerini tanımladıktan sonra yukarıda ifade edilen, analizlere ait metodolojiye uygun olarak sırasıyla birim kk analizleri elde edilmiř, ekonometrik literatre uygun olarak modelin geerli olmasını saęlayacak zelliklerin kurulan modelde yer alıp almadıęı sınanmıř ve son olarak VAR analizi ile nedensellik sınaması yapılmıřtır.

5.1. Birim Kk Testleri

Para arzı ve Borsa İřlem Hacmi verileri TİK ve BİST'e ait internet sitelerinden elde edilmiřtir. Alınan verilerin iktisadi sonularının modellemeye uygun hale getirilmesi iin logaritmik dnřm uygulanmıřtır (Sevktekin, Nargeleekenler, 2010, 21). Uygulanan logaritmik dnřm sonrası Para Arzı "M2" olarak, BİST İřlem Hacmi ise "LBİST" olarak ifade edilmiřtir.

ADF test istatistięi sonucunda trendli ve sabit terimli deęiřkenler %5 hata payına gre anlamlı ıktıkları iin H_0 hipotezi reddedilmiř ve hem M2'in hem de LBİST'in dzey deęerinde birim kke sahip olmadıęı sonucuna ulařılmıřtır. Aynı sonu Phillips-Perron iinde elde edilmiřtir. Phillips-Perron test istatistięi sonucunda da deęiřkenler dzey deęerlerinde duraęan ıkmıřlardır.

Tablo 2: ADF Testi İle LBİST Birim Kk Analiz Sonuları

H_0 : LBİST birim kk vardır.				
	t-istatistik deęeri	Olasılık deęeri		
Augmented Dickey-Fuller test istatistięi	-3.851.643	0.0201		
Baęımlı Deęiřken	D(LBİST)			
Deęiřken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik deęeri	Olasılık deęeri
LBIST(-1)	-0.364099	0.094531	-3.851.643	0.0003
C	8.459.079	2.164.417	3.908.249	0.0002
@TREND(1998Q1)	0.018354	0.005713	3.212.709	0.0021

Tablo 3: ADF Testi İle M2 Birim Kök Analiz Sonuçları

H ₀ : M2 birim kökü vardır.				
	t-istatistik değeri	Olasılık değeri		
Augmented Dickey-Fuller test istatistiği	-4.898.828	0.0009		
Bağımlı Değişken	D(M2)			
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik değeri	Olasılık değeri
M2(-1)	-0.092885	0.018961	-4.898.828	0.0000
C	2.792.254	0.543473	5.137.800	0.0000
@TREND(1998Q1)	0.003643	0.001174	3.101.722	0.0029

Tablo 4. Phillips Perron Testi İle LBİST Birim Kök Analizi Sonuçları

H ₀ : LBİST birim kökü vardır.				
	t-istatistik değeri	Olasılık değeri		
Phillips-Perron test istatistiği	-3.682177	0.0309		
Bağımlı Değişken	D(M2)			
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik değeri	Olasılık değeri
LBİST(-1)	-0.364099	0.094531	-3.851643	0.0003
C	8.459079	2.164417	3.908249	0.0002
@TREND(1998Q1)	0.018354	0.005713	3.212709	0.0021

Tablo 5: Phillips Perron Testi İle M2 Birim Kök Analizi Sonuçları

H ₀ : M2 birim kökü vardır.				
	t-istatistik değeri	Olasılık değeri		
Phillips-Perron test istatistiği	-5.560780	0.0001		
Bağımlı Değişken	D(M2)			
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik değeri	Olasılık değeri
M2(-1)	-0.092885	0.018961	-4.898828	0.0000
C	2.792254	0.543473	5.137800	0.0000
@TREND(1998Q1)	0.003643	0.001174	3.101722	0.0029

5.2. Koentegrasyon Analizi

Engle-Granger ya da dięer eřbütünleřme modellemeleri iin deęiřkenlerin birinci farklarında duraęan olmaları istenirken, VAR modellerinde deęiřkenlerin düzey deęerlerinde duraęan olmaları yeterlidir. Birim kk analizi ile elde edilen sonulara gre veriler düzey deęerlerinde duraęan ıkmıřlardır. Bu nedenle iki deęiřken arasında koentegrasyon iliřkisinin olup olmadıęının analizi VAR modellemesi ile sınanmıřtır.

5.3. Vektr Otoregresif Regresyon Modeli (VAR)

VAR modellemesinde modelin uygun gecikme sayısının belirlenmesi nemlidir. Uygun gecikme sayısının belirlenmesi ile modelde oluřabilecek otokorelasyon sorunu ortadan kaldırmak istenir.

Model sonularında trend parametreleri istatistiksel olarak anlamlı bulunduęu iin VAR modeline trend parametreleri dahil edilmiř olup sonrasında uygun gecikme uzunlukları iin model oluřturulmuřtur.

Tablo 6: VAR ıktısı

Deęiřkenler	LBIST	M2		LBIST	M2
LBIST(-1)	0.436979	0.004428	R-squared	0.925840	0.998433
Std. Hata	(0.13122)	(0.01932)	Adj. R-squared	0.919218	0.998293
t-istatistik deęeri	[3.33008]	[0.22915]	Sum sq. resids	4.875113	0.105700
LBIST(-2)	-0.009197	0.016436	S.E. equation	0.295052	0.043445
Std. Hata	(0.13156)	(0.01937)	F-statistic	139.8244	7135.470
t-istatistik deęeri	[-0.06991]	[0.84848]	Log likelihood	-9.141.461	109.6286
M2(-1)	1.540457	0.981882	Akaike AIC	0.488434	-3.342.859
Std. Hata	(0.89909)	(0.13239)	Schwarz SC	0.694286	-3.137.008
t-istatistik deęeri	[1.71336]	[7.41674]	Mean dependent	24.77279	30.68716
M2(-2)	-0.943282	-0.087871	S.D. dependent	1.038107	1.051515
Std. Hata	(0.82516)	(0.12150)	Determinant resid covariance (dof adj.)	0.000164	
t-istatistik deęeri	[-1.14315]	[-0.72320]	Determinant resid covariance	0.000134	
C	-4.044.927	2.679887	Log likelihood	100.5127	
Std. Hata	(4.59547)	(0.67667)	Akaike information criterion	-2.855.250	
t-istatistik deęeri	[-0.88020]	[3.96042]	Schwarz criterion	-2.443.546	
@TREND	-0.003304	0.003421			
Std. Hata	(0.00893)	(0.00131)			
t-istatistik deęeri	[-0.37009]	[2.60303]			

Uygun gecikme uzunluğu, Akaike (AIC) ve Schwarz (SC) kriterlerine ait değerlerden en küçük olan gecikme değerine göre seçilerek belirlenmektedir. Çalışmada uygun gecikme uzunluğu 5 olarak belirlenmiş olup 1-5 gecikmeyle model oluşturulmuştur.

Tablo 7: Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	11.17813	NA	0.002677	-0.247522	-0.105422	-0.192171
1	97.99510	161.6592	0.000154	-3.103279	-2.819080*	-2.992578*
2	100.8075	5.042982	0.000161	-3.062329	-2.636030	-2.896277
3	101.6548	1.460803	0.000179	-2.953614	-2.385216	-2.732211
4	106.1015	7.360125	0.000177	-2.969018	-2.258521	-2.692265
5	114.5408	13.38649*	0.000153*	-3.122098*	-2.269501	-2.789994
6	118.0458	5.317807	0.000157	-3.105026	-2.110330	-2.717572

* indicates lag order selected by criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tablo 8: VAR Çıktısı

Değişkenler	LBIST	M2		LBIST	M2
LBIST(-1)	0.404633	-0.002559	R-squared	0.920613	0.998611
Std. Hata	(0.13085)	(0.01804)	Adj. R-squared	0.906323	0.998362
t-istatistik değeri	[3.09233]	[-0.14181]	Sum sq. resids	4.064837	0.077283
LBIST(-2)	0.082775	0.021620	S.E. equation	0.285126	0.039315
Std. Hata	(0.14268)	(0.01967)	F-statistic	64.42481	3995.441
t-istatistik değeri	[0.58013]	[1.09894]	Log likelihood	-4.377186	114.5026
LBIST(-3)	-0.074342	-0.000774	Akaike AIC	0.479240	-3.483420
Std. Hata	(0.13908)	(0.01918)	Schwarz SC	0.828297	-3.134362
t-istatistik değeri	[-0.53453]	[-0.04035]	Mean dependent	24.86106	30.76677
LBIST(-4)	-0.012457	0.036497	S.D. dependent	0.931580	0.971260
Std. Hata	(0.12954)	(0.01786)	Determinant resid covariance (dof adj.)	0.000124	
t-istatistik değeri	[-0.09616]	[2.04329]	Determinant resid covariance	8.58E-05	
M2(-1)	1.856670	0.965119	Log likelihood	110.6396	
Std. Hata	(0.90050)	(0.12417)	Akaike information criterion	-3.021320	
t-istatistik değeri	[2.06182]	[7.77281]	Schwarz criterion	-2.323205	
M2(-2)	-1.416219	-0.159647			
Std. Hata	(1.25023)	(0.17239)			
t-istatistik değeri	[-1.13276]	[-0.92608]			

Deęiřkenler	LBİST	M2		LBİST	M2
M2(-3)	-1.085684	-0.155123			
Std. Hata	(1.25936)	(0.17365)			
t-istatistik deęeri	[-0.86209]	[-0.89332]			
M2(-4)	1.003271	0.172965			
Std. Hata	(0.82183)	(0.11332)			
t-istatistik deęeri	[1.22077]	[1.52635]			
C	3.593361	3.975959			
Std. Hata	(5.64219)	(0.77798)			
t-istatistik deęeri	[0.63687]	[5.11064]			
@TREND	0.009082	0.004962			
	(0.00985)	(0.00136)			
	[0.92241]	[3.65502]			

Tablo 7 ve 8'deki sonular 1-5 uygun gecikme uzunluęuna gre belirlenmiř olan ancak kuralları gereęi 5-1=4 gecikme ile kurulması gereken VAR modeline aittir. VAR analizi ile LBİST ve M2 arasında nedensellik analizi yapılırken analize iliřkin hipotezler ařaęıdaki gibi oluřturulmuřtur.

H_0 : LBİST, M2'nin Granger nedeni deęildir. H_0 : M2, LBİST'in Granger nedeni deęildir.
 H_1 : LBİST, M2'nin Granger nedenidir. H_1 : M2, LBİST'in Granger nedenidir.

Tablo 9'daki sonuca gre %5 anlamlılık seviyesinde H_0 hipotezi kabul edilerek M2'in LBİST'in Granger nedeni olmadıęı sonucuna ulařılır. Tablo 10'daki sonuca gre de %5 anlamlılık seviyesinde H_0 hipotezi kabul edilerek LBİST'in de M2 para arzının Granger nedeni olmadıęı sonucuna ulařılır.

Bu sonulara gre, iki ynde de nedensellik iliřkisi elde edilememiř olup, para arzında meydana gelecek bir deęiřiklięin borsa iřlem hacmini etkileyemeyeceęi aynı Őekilde borsa iřlem hacminde meydana gelecek bir deęiřiklięin de para arzını etkileyemeyeceęi tespit edilmiřtir.

Tablo 9: VAR – Granger Nedensellik Analizi

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Dependent variable: LBİST			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
M2	6.956230	4	0.1382
All	6.956230	4	0.1382

Tablo 10: VAR – Granger Nedensellik Analizi

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Dependent variable: M2			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LBİST	7.405614	4	0.1159
All	7.405614	4	0.1159

Sonuç

Gelişmekte olan ülkeler arasında yer alan Türkiye’de, para piyasaları ve sermaye piyasaları büyüme ve hareketlilik göstermektedir. Yabancı yatırımcı açısından cazip görülen ülkemizde, ekonomimiz birçok unsurdan etkilendiği için para piyasaları ve sermaye piyasaları dalgalı bir seyir izlemektedir. Ayrıca siyasi risk, politika riski ve kur riski gibi risk unsurlarından etkilenen sermaye piyasalarında durgunluk ya da aşırı hareketlilik gözlemlenebilmektedir.

Ekonomik büyüme ve finansal gelişme açısından bakıldığında, literatürde birçok farklı nedensellik sonucuna ulaşılmıştır. Ekonomik büyümenin finansal piyasaların büyümesini etkilediği veya finansal piyasaların büyümesinin ekonomik büyümeyi etkilediği varsayımlarına ulaşılmıştır. Ekonomik büyümenin artmasıyla M2 para arzı da artmaktadır. Bu olay ise finansal piyasaların canlanmasına neden olmaktadır. Finansal piyasaların canlanması ise uzun vadeli yatırımların artmasını yani sermaye piyasalarının etkinliğinin artmasını sağlamaktadır.

Bu çalışmada para piyasalarının bir unsuru olan para arzı değişkeni para piyasalarının analizini, borsa işlem hacmi değişkeni ise sermaye piyasalarının hareketini incelemek için kullanılmıştır. VAR analizi ile iki değişken modellenmiştir. Modeller ile BİST işlem hacmi (LBİST) ile para arzı (M2) arasındaki çift yönlü nedensellik ölçülmeye çalışılmıştır. Ancak analiz sonucunda para arzı ile BİST işlem hacmi arasında bir nedenselliğe ulaşılamamıştır. Bu sonuca göre, para arzında meydana gelen bir artışın ya da azalışın, Türkiye’deki borsalar üzerinde herhangi bir etki oluşturmadığı sonucuna ulaşılrken yine aynı şekilde borsa işlem hacminde meydana gelen bir artışın ya da azalışın, M2 para arzı üzerinde herhangi bir etki yaratmadığı gözlenmiştir.

Türkiye ekonomisi, dışa bağımlılığı, kırılgan yapısı, finansal piyasalardaki yeni aktif rolü nedeniyle gelişmiş ülkelerdeki gibi bir başarıyı finansal piyasalarında henüz gösterememiştir. Bu nedenle de sermaye piyasaları ile para piyasaları hareketleri arasında nedensellik açısından bir ilişkinin elde edilememesi, olası sonuçlardan biri olarak beklenebilir. Para arzının artmasıyla sermaye piyasalarında bir hareketlilik yaşanırken, borsa işlem hacimleri üzerinde etkisinin görülmemesinin bir nedeni artan para arzının yatırımlardan çok tüketime yönelmesi olabileceği gibi, diğer bir nedeni ise yatırıma yönlendirilen parasal değerlerin borsa yerine gayri menkul, döviz vb. alternatif yatırım araçlarına kayması olabilir. Bu nedenle para arzındaki gelişmelere paralel olarak sermaye piyasalarında da olumlu bir hareketlilik yaşanmasına karşın, para arzı ile BİST arasında istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik görülmemesi, BİST’in hala riskli bir yatırım seçeneği olarak değerlendirilmesine bağlı olduğu düşünülmektedir.

Kaynaklar

- ARAS G. ve MÜSLÜMOV A., “Sermaye Piyasası Geliřmesi ve Ekonomik Büyüme Arasında Nedensellik İliřkisi: OECD Ülkeleri Örneđi”, **İřletme İktisat Finans Dergisi**, Cilt: 17, Sayı 198, Eylül 2002, s.90-105.
- ARESTİS P., DEMETRIADES P. O. ve LUİNTEL K. B., “Financial Development and Economic Growth: The Role Of Stock Markets”, **Journal Of Money, Credit, and Banking**, Vol.33, No.1, February 2001, pp.16-41.
- ALTUNÇ, Ö. F., “Türkiye’de Finansal Geliřme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedenselliđin Ampirik Bir Analizi”, **Eskiřehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, Cilt 3, Sayı 2, Ekim 2008, s. 113-127.
- DEMİR Y., ÖZTÜRK E. ve ALBENİ M., “Türkiye’de Finansal Piyasalar İle Ekonomik Büyüme İliřkisi”, **Karamanođlu Mehmet Bey Üniversitesi, İİBF Dergisi**, Cilt:9, Sayı 13, 2007, s.438-456.
- EĐİLMEZ M., Türkiye Açısından Para Arzı Kavramları, <http://www.mahfiertilmez.com/2013/02/turkiye-acısından-para-arz-kavramlar.html>, Eriřim Tarihi (20.02.2016).
- GRANGER C. W. J., “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods”, **Econometrica**, Vol. 37, No. 3, Aug. 1969, pp. 424-438.
- GUJARATİ D. N., **Temel Ekonometri**, İstanbul, Literatür Yayıncılık, 2010.
- KANDIR S. Y., İSKENDEROĐLU Ö. ve ÖNAL Y. B., “Finansal Geliřme Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İliřkinin Arařtırılması”, **.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt 16, Sayı 2, 2007, s.311-326.
- KEATING, J.W., “Identifying VAR Models Under Rational Expectations”, **Journal of Monetary Economics**, 25:3, May 1990, pp.453-476.
- LEVİNE R. ve ZERVOS S., “Stock Markets, Banks, and Economic Growth”, **The American Economic Review**, Vol.88, No.3, Jun.1998, pp.537-558.
- MAZGİT İsmail, **Sermaye Piyasası Bölümü Ders Notu**, Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, 2012.
- MUCUK M. ve ALPTEKİN V., “Türkiye’de Vergi ve Ekonomik Büyüme İliřkisi VAR Analizi(1975-2006)”, **Maliye Dergisi**, Sayı 155, Temmuz – Aralık 2008, s.159-174.
- ÖZCAN B. ve ARI A., “Finansal Geliřme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İliřkinin Ampirik Bir Analizi: Türkiye Örneđi”, **Business and Economics Research Journal**, Vol. 2, No: 1, .2011, pp. 121-142.
- ÖZGEN F. ve GÜLOĐLU B., “Türkiye’de İ Borların İktisadi Etkilerinin VAR tekniđiyle Analizi”, **ODTÜ Geliřtirme Dergisi**, Sayı 31, Haziran 2004, s.93-114.
- SEVÜKTEKİN M. ve NARGELEEKENLER M., **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dađıtım, 2010.
- TARI R. ve BOZKURT H., “Türkiye’de İstikrarsız Büyümenin VAR Modelleri ile Analizi”, **Ekonometri ve İstatistik**, Sayı:4, 2006, s.12-28.
- THANGAVELU S. M. ve ANG J. B. J., “Financial Development and Economic Growth Australia: An Empirical Analysis”, **Empirical Economics**, 29, 2004, pp.247-260.
- TSAY R.S., **Analysis of Financial Time Series**, Third Edition, USA, John Wiley&Sons, 2010.
- YAVUZ N. ., **Finansal Ekonometri**, İstanbul, Der Yayınları, 2014.
- YAVUZ N.., “Türkiye’de İhracat ve İktisadi Büyüme Arasında Nedensellik Analizi”, **Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi**, Sayı 49, 2005, s.962-972.
- YÜCEL F., “Temel Bileřenler Yöntemiyle Türk Sermaye Piyasası Geliřiminin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkilerinin Bir Analizi”, **Sosyoekonomi**, Ocak-Haziran, 2009-1, s.77-86.

İnternet Kaynakları

Sermaye Piyasası Kurumu, <http://www.spk.gov.tr/indexcont.aspx?action=showpage&showmenu=yes&menuid=0&pid=1&subid=1&submenuheader=1>, Eriřim Tarihi(02.03.2015).