



e-ISSN: 2630-631X

Article Type
Research ArticleSubject Area
Economy

Vol: 8 Issue: 63

Year: 2022 September

Pp: 1585-1597

Arrival

17 July 2022

Published

30 September 2022

Article ID 64143

Doi Number

<http://dx.doi.org/10.29228/smryj.64143>**How to Cite This****Article**

Petek, A.; Doğaner, M.B. & Altun, C. (2022). "BİST-100'ü Etkileyen Reel Efektif Döviz Kuru, Cds,Politika Faizi Ve Reel Gsyih İlişkisinin Asimetrik Nedensellik Analizi", International Social Mentality and Researcher Thinkers Journal, (Issn:2630-631X) 8(63): 1585-1597



Social Mentality And Researcher Thinkers is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

BİST-100'ü Etkileyen Reel Efektif Döviz Kuru, Cds,Politika Faizi Ve Reel Gsyih İlişkisinin Asimetrik Nedensellik Analizi ¹

Asymmetric Causality Analysis Of The Relationship Of Real Effective Exchange Rate, Cds, Policy Interest And Real Gdp Affecting BIST-100

Ali Petek ¹ Mine Berra Doğaner ² Ceren Altun ³

¹ Doç. Dr., Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli, Aydın, Türkiye

² Dr. Öğretim Üyesi, OSTİM Teknik Üniversitesi, Ankara, Türkiye

³ Doktora, Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, SBE, Aydın, Türkiye

ÖZET

Artan sermaye hareketliliği sonrası yaşanan küresel finansal krizin etkileri neredeyse tüm ülkelerde finansal kırılganlık yaratarak makroekonomik göstergelerde değişiklikler oluşturmuştur. Özellikle kırılgan ekonomiler gelişen bu süreçte daha çok etkilenmişlerdir. Kırılgan ekonomilerin içinde yer alan Türkiye açısından finansal kırılganlıklar ve dolayısıyla para politikaları göreceli olarak önemli hale gelmiştir. Bu nedenle finansal piyasalardan biri olan BİST-100'ün makroekonomik değişkenler karşısındaki duyarlılığı önem kazanmıştır.

Bu çalışmada Türkiye'de 2010:Q2-2021:Q3 dönemi BİST-100'de işlem gören hisse senedi fiyatlarına makroekonomik değişkenlerin; reel efektif döviz kuru (REK), politika faiz oranı, kredi temerrüt takas primi (CDS) ve reel gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYİH) etkisi; Hacker-Hatemi-J (2006) simetrik ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik analizleri ile araştırılmıştır. Hacker-Hatemi-J (2006) simetrik nedensellik analizi sonucunda CDS ve reel GSYİH'dan BİST-100 endeksinde doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik ilişkisinin sonuçlarında ise; REK azalışlarından BİST-100 artışı; politika faizi artışlarından BİST-100 azalışına; reel GSYİH azalışlarından BİST-100 artışı ve reel GSYİH azalışlarından BİST-100 azalışına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi; CDS primi azalışlarından BİST-100 artışı ve BİST-100 azalışından CDS primi artışı doğru ise çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: BİST-100, REK, CDS, Politika Faizi, Reel GSYİH, Asimetrik Nedensellik,

ABSTRACT

The effects of the global financial crisis experienced after the increased capital mobility created financial fragility in almost all countries and created changes in macroeconomic indicators. Particularly fragile economies have been more affected in this developing process. Financial fragilities and hence monetary policies have become relatively important for Turkey, which is one of the fragile economies. For this reason, the sensitivity of BIST-100, one of the financial markets, to macroeconomic variables has gained importance.

In this study, the macroeconomic variables on the stock prices traded in BIST-100 for the period 2010:Q2-2021:Q3 in Turkey; effects of real effective exchange rate (REK), policy rate, credit default swap premium (CDS) and real gross domestic product (GDP); Hacker-Hatemi-J (2006) symmetric and Hatemi-J (2012) asymmetric causality analyzes were used. As a result of the Hacker-Hatemi-J (2006) symmetric causality analysis, a one-way causality relationship was found from CDS and real GDP to BIST-100 index. In the results of Hatemi-J (2012) asymmetric causality relationship; From REK decreases to BIST-100 increase; from policy rate increases to BIST-100 decrease; a unidirectional causality relationship from real GDP decreases to BIST-100 increase and from real GDP decreases to BIST-100 decrease; Bidirectional causality relationship was found from CDS premium decreases to BIST-100 increase and from BIST-100 decrease to CDS premium increase.

Keywords: BIST-100, REER, CDS, Policy Rate, Real GDP, Asymmetric Causality

GİRİŞ

Uluslararası sermaye hareketliliği ekonomilerin döviz kuru, cari işlemler hesabı ve kredi genişlemesi gibi pek çok alanda etkili olmaktadır. Benzer şekilde ekonomilerde ulusal para biriminin değer kazanması yurtiçi kredi faizlerini düşürerek kredi talebini arttırmıştır. Ancak kredi faizlerinin düşmesi reel sektörün finansman kaynağının azalmasına yol açmış ve şirketlerin bilançolarında düşüşler gözlenmiştir. Diğer taraftan kısa vadeli yabancı sermayenin ülkeyi terk etmesi ise ülkede döviz kurlarının bir anda artmasına neden olmaktadır.

Gelişmekte olan ülke ekonomilerinden Türkiye'de finans alanında küresel krizden oldukça etkilenmiştir. İstanbul menkul kıymetler borsası günümüzdeki adıyla Borsa İstanbul (BİST-100) yatırımcılarının herhangi bir finansal varlığa yatırım yaparken yatırım kararlarında en etkili unsuru güven ortamı oluşturmaktadır. Finansal piyasalarda güven ortamı; Türkiye'nin ekonomik yapısına, birtakım göstergelerine, diğer ülkeler ile olan ilişkilerine ve büyük finans piyasalarına sahip ülkelerin politika yapımcılarının aldığı kararlar doğrultusunda şekillenmektedir. Ancak Türkiye'nin iç ekonomik göstergelerinin ve dış ülkelerle olan siyasi ve ekonomik ilişkilerinin problemliliğine bağlı olarak güven ortamı bozulabilmektedir. Türkiye'de finansal kırılganlık yaşandığı bir durumda da yatırımcıların kararları hisse senetleri ve benzeri yatırım araçlarına karşı olumsuz olabilmektedir.

¹ Bu çalışmanın temeli 13.05.2022 tarihinde düzenlenen Uluslararası Katılımlı Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar (IERFM) Kongresinde sunulan aynı başlıklı bildiriye dayanmaktadır



Türkiye ekonomisinin dışa açılması ile ivme kazanan sermaye hareketliliği serbestisi, bu yolla yabancı portföylerin BİST-100’de işlem yapmalarını olanaklı kılmıştır. Özellikle pandemi döneminde küresel ölçekte genişletici para ve maliye politikalarının uygulaması sermaye piyasalarına olan talebin belirgin bir şekilde artmasına neden olmuştur.

Türkiye’de 1997 yılından pandeminin başladığı 2020 yılına kadar olan BİST-100 yatırımcı sayısı pandemiden günümüze yaklaşık 2 kat artmıştır. Ayrıca halka arzların ülkemizde giderek artması, BİST-100’de hacim genişlemesine yol açmıştır.

Çalışmanın amacı; Türkiye’de 2010:Q2-2021:Q3 dönemi BİST-100’deki fiyat değişimlerini etkileyen ülkenin dış dünya ile rekabet ve risk göstergesi olan reel efektif döviz kuru, CDS ile ülkenin iç dinamikleri ve politika aracı olan politika faizi ve reel GSYİH değişkenleri kullanılarak Hacker-Hatemi (2006) simetrik ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik analizleriyle araştırmaktır. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik analizi, makroekonomik değişkenlerin pozitif ve negatif şoklarının dört farklı şekilde BİST-100 endeksine etkisinin test edilmesi bakımından çalışmaya önem kazandırmaktadır. Bu amaçla ele alınan çalışma 5 bölümden oluşmaktadır. Bölüm 1’deki giriş bölümünden sonra Bölüm 2’de konuyla ilgili literatür taraması yer almaktadır. Bölüm 3’te makroekonomik değişkenlerin BİST-100 endeksine olan etkisi hem grafiksel hem de teorik çerçevede ele alınmıştır. Bölüm 4’te ampirik analiz ve metodoloji sunularak analize ait bulgulara yer verilmiştir. Son olarak Bölüm 5 çalışmanın sonuç ve değerlendirmesinden oluşmaktadır.

LİTERATÜR

Bu bölümde literatürde geniş yer tutan hisse senetlerinin belirleyicilerine yer verilmiştir. Tablo 1’de Türkiye ve uluslararası yazından hisse senetleri ile makroekonomik değişkenlerin ilişkisine ait ampirik kanıtlar sunulmaktadır.

Tablo 1. Literatür Taraması

Referans Alınan Çalışmalar	Çalışılan Ülke ve Yıllar	Değişkenler	Yöntem	Nedensellik Analizleri	Uzun Dönem Analizi
Mukherjee ve Naka (1995)	Japonya: 1971-1990	BE,İ,DK,MS, SÜE,ENF,Kİ,	Granger Nedensellik Testi	İ negatif BE DK pozitif BE	—
Wongbangpo ve Sharma (2002)	5 Asya ekonomisi: Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland: 1985-1996	BE,GSYİH,İ,D K,MS,ENF	Johansen ve Juselius Eşbütünleşme, VECM ve VAR	GSYİH pozitif BE Tayland, Filipinler ve Singapur; İ negatif BE Malezya ve Endonezya; İ pozitif BE Malezya, Endonezya ve Filipinler; DK pozitif BE Tayland ve Singapur; DK negatif BE	GDP ↔ BE Malezya, Endonezya ve Tayland; İ ↔ BE Singapur ve Filipinler; DK ↔ BE
Fung vd. (2008)	ABD: 2001:M01-2007:M12	BE,CDS	VAR	—	CDS ↔ BE
Chan vd. (2009)	7 Asya ülkesi: 2001:M01-2007:M02	BE,CDS	Engle-Granger Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Katsayısı Testi	CDS negatif BE	—
Humpe ve Macmillian (2009)	ABD ve Japonya: 1965:M01-2005:M06	BE,İ,SÜE, ENF, MS	Johansen Eşbütünleşme, VECM	ABD ve Japonya: İ negatif BE	—
Rahman vd. (2009)	Malezya: 1985:M01-2008:M03	BE,Hİ,DK,RE, SÜE,	VECM,VAR	İ,DK negatif BE	—
Antonious (2010)	Almanya: 1965-2007	BE,GSYİH	Johansen Eşbütünleşme, Granger Nedensellik Testi,VECM	—	BE → GDP
Coronado vd. (2012)	8 Avrupa ülkesi: 2007-2010	BE,CDS	VAR	CDS negatif BE	—
Etia (2012)	Namibya: 1998-2009	BE,GDP,İ,MS, TÜFE	VECM	GDP pozitif BE; İ negatif BE	—
Hajilee ve Al Nasser (2014)	12 gelişmekte olan ülke: 1980-2010	BE,DK	Engle-Granger Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Katsayısı Testi, ARDL	Çin, Meksika, Pakistan ve Venezuela; DK negatif BE, Filipinler ve Güney Afrika; DK pozitif BE	—
Umer (2016)	Pakistan: 2005:M01-2015:M08	BE,DK,İ,MS,E NF,PP,RE,ON S	Johansen Eşbütünleşme, Granger Nedensellik Testi	İ,DK negatif BE	DK → BE BE → İ

Eren ve Başar (2016)	Türkiye: 2014:03-2015:12	BE,CDS	ARDL	CDS pozitif BE	—
Ratanapakorn ve Sharma (2017)	ABD: 1975:M01-1999:M04	BE,Hİ,Dİ,DK,SÜE,ENF	Johansen Eşbütünleşme, VECM, Granger Nedensellik Testi	İ negatif BE; DK pozitif BE	İ,DK→ BE
Bektur ve Malcıoğlu (2017)	Türkiye: 2000:06–2017:02	BE,CDS	Hacker- Hatemi-J Simetrik ve Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi	—	CDS→BE
Sovbetov ve Saka (2018)	Türkiye: 2008-2015	BE, CDS	ARDL	CDS negatif BE	—

Not: VECM (Vector Error Correction Mechanism) Nedensellik Testi, ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model) Sınır Testi, BE(Borsa Endeksi), CDS(Kredi Temerrüt Takası),Dİ(Devlet Tahvil Faiz Oranı), DK(Döviz Kuru),ENF(Enflasyon Oranı), GDP(Gayrisafi Yurtiçi Hasıla), Hİ(Hazine Faiz Oranı), PP(Petrol Fiyatı),RE(Resmi Rezervler) MS(Para Arzı), İ(Faiz Oranı) Kİ(Kredi Faiz Oranı), ONS(Altın) ↔ (çift yönlü Granger nedensellik), → (tek yönlü Granger nedensellik), —(araştırılmamıştır).

TEORİK ÇERÇEVE

Merkez bankasının, para politikası ile ilgili kararları birtakım kanallar üzerinden reel ekonomi ve fiyatları etkilemesi olarak adlandırılan parasal aktarım mekanizması, faiz kanalı, döviz kuru kanalı, varlık fiyatları kanalı, kredi kanalı (Mishkin, 1995: 4-10) ile beklenti kanalı (Nolte, 2003: 150-151)’ndan oluşmaktadır. Merkez bankasının ekonomiyi ne ölçüde ve nasıl bir gecikme ile etkilediğinin ülkelerin yapısına, büyüklüğüne ve şeffaflığına bağlıdır.

Faiz kanalında para ve tahvil olmak üzere sadece iki varlığın üzerinde durulduğu ve döviz kuru kanalında ise ülkenin dış ticaretinin önemini vurgulandığı iki kanal yerine çalışmada hisse senedi fiyatları ile değişkenlerin ilişkisi varlık fiyatları ve beklentiler kanalı ile açıklanmıştır.

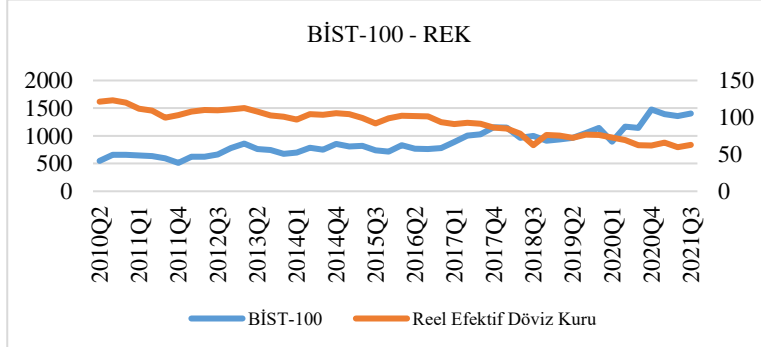
Parasal aktarım mekanizması (PAM) tarafından açıklanan varlık fiyatları ve beklentiler kanalı hisse senedi fiyatlarını etkilemektedir. Varlık fiyatları kanalına göre nominal faiz oranlarında bir artış veya para arzının daralması varlık fiyatları üzerinden tahvil getirileri arttıracığından hisse senedine olan talep azalacak; bu da hisse senetlerinin fiyatlarını düşürecektir. Dolayısıyla, firmaların piyasa değeri maliyetlerinden daha düşük olacağından yatırım ve üretim azalacaktır (TCMB, 2021: 6).

Beklentiler kanalının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisi PAM’a göre; merkez bankasının fiyat istikrarını sağlamak amacıyla yapacağı para politikalarına bağlı kaldığı sürece güven ortamı oluşmakta ve ekonomik birimlerin geleceğe ilişkin olumlu beklentilere sahip olacağı anlamını taşımaktadır. Bu geleceğe ilişkin olumlu beklentiler ve güven ortamı yatırımcıların BİST-100’de tasarruflarını değerlendirmek istemelerine yol açarken aynı zamanda Türkiye’nin dış ülkelere karşı da yatırım yapılabilir ve risksiz bölge imajı çizmektedir. Bu nedenle olumlu beklentiler CDS priminin azalmasına ve yatırımcıların BİST-100’de işlem hacminin arttırmaları ile BİST-100 hisse senedi fiyatlarının yükselmesine neden olmaktadır.

Reel efektif döviz kuru (REK) yalnızca iki para birimindeki değer artışı veya azalışını ölçen reel döviz kurunun yerine bir ülkenin para birimine karşı daha fazla ülkenin para birimlerini kıyaslaması bakımından dış ticarete rekabeti ölçen en iyi göstergelerden biridir(Bahmani ve Oskooee, 2001: 111; Arzova vd., 2020: 116).

Türkiye’de Borsa İstanbul’da işlem gören ilk 100 firmanın araştırmamızın kapsadığı dönemde reel efektif döviz kuru ile ilişkisi Grafik 1’de gösterilmektedir.

Grafik 1. BİST-100 Endeksi ve Reel Efektif Döviz Kuru (REK) Arasındaki İlişki



Kaynak: EVDS

Grafik 1’de görüldüğü üzere BİST-100 endeksi ve reel efektif döviz kuru ilişkisi incelendiği 2010:Q2-2021:Q3 dönemi itibarıyla yer almaktadır. BİST-100 endeksi REK ile ters yönlü bir seyir izlemektedir. 2010

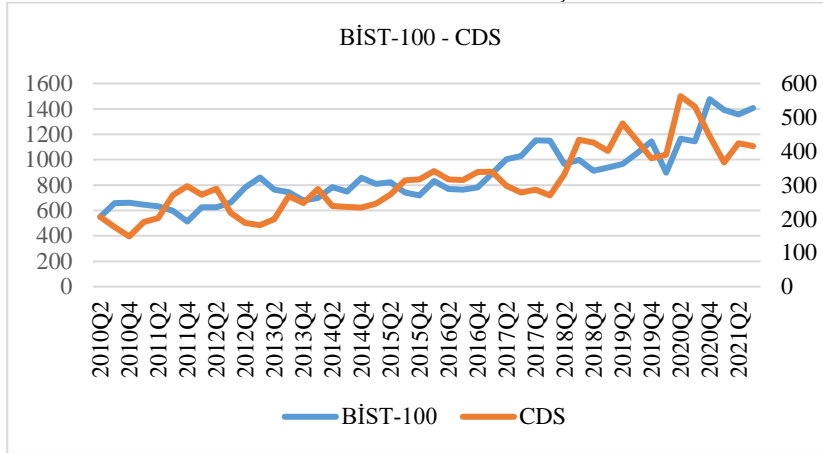
2.çeyreğinden itibaren BİST-100 endeksi artan bir yönde; REK endeksi azalan yönlü ilerlemektedir. 2017 3. çeyreğinden itibaren ise iki değişken arasında keskin bir ayrım yaşandıktan sonra BİST-100 endeksi artmaya; REK endeksi ise düşmeye devam etmiştir.

İki değişken arasındaki ters yönlü ilişkinin nedeni döviz cinsinden BİST-100’de işlem gören pay senetlerinin döviz cinsinden ucuzlaması olarak değerlendirilebilir. Bu durum yerli ve yabancı yatırımcılar için BİST-100’de işlem gören pay senetlerinin satın alınmasını cazip hale getirmektedir.

Sermaye piyasalarında fonlarını değerlendirmek üzere CDS (kredi temerrüt takası) primi ve risk algısının düşük olduğu dönemlerde yüksek getiriden faydalanmak amacıyla gelen yabancı yatırımcı sayesinde ülkeye döviz girişleri olurken; CDS primi ve risk algısının arttığı dönemlerde ise yabancı yatırımcı kazancını realize ederek fonlarını ülkeden çekmektedir. Dolayısıyla ülkeden döviz çıkışı gerçekleşmektedir(Feng vd., 2021: 2). Yatırımcılar açısından ise geleneksel yöntemlere göre riskin dağıtılmasını sağlayarak zamanla daha yüksek kâr elde etme olanakları sunmaktadır(Fontana ve Sheicher, 2016: 127; Subrahmanyam vd., 2014: 2927).

Türkiye’de Borsa İstanbul’da işlem gören ilk 100 firmanın araştırmamızın kapsadığı dönemde CDS primi ile ilişkisi Grafik 2’de ortaya konulmuştur.

Grafik 2. BİST-100 Endeksi ve CDS Primi Arasındaki İlişki



Kaynak: Bloomberg

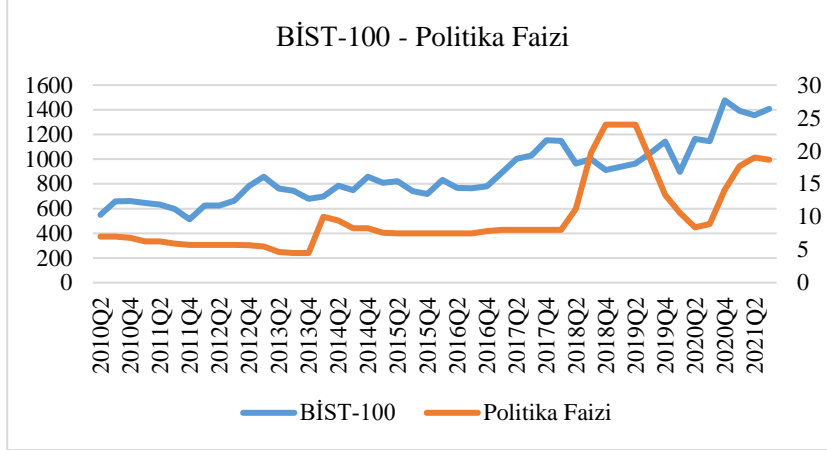
Grafik 2’de görüldüğü üzere BİST-100 endeksi ve CDS primi ilişkisi incelendiği 2010:Q2-2021:Q3 dönemi itibariyle yer almaktadır. BİST-100 endeksi CDS primi ile dalgalı, artan eğimli ve aynı yönlü bir seyir izlemektedir. Genel olarak BİST-100 endeksinin hızlı ve ani artış (yükseliş) gösterdiği dönemlerde CDS priminin azaldığı görülmektedir. Tersine CDS priminin ani artış (yükseliş) gösterdiği dönemlerde de BİST-100 endeksinin de azaldığı grafikten anlaşılmaktadır. Bunun nedeni de Türkiye CDS priminin ve risk algısının düşük olduğu dönemlerde yerli ve yabancı yatırımcılar BİST-100’de işlem gören pay senetlerinde portföylerini değerlendirmek istediklerinde BİST-100 fiyat endeksi artarken; CDS priminin ve risk algısının yüksek olduğu dönemlerde yerli ve yabancı yatırımcıların BİST-100’den portföylerini geri çekmesi ile BİST-100 fiyat endeksi düşmektedir. Ayrıca 2018’den itibaren dünyada küresel ölçekte aylak paranın azalması ile aynı zamanda Türkiye’de BİST-100’e yabancı yatırım miktarının azaltılmıştır. Dolayısıyla BİST-100 endeksi düşme eğilimi göstermiştir. Öte yandan yaşanan rahip Brunson olayı Türkiye’ye olan kurumsal güveni azalttığından Türkiye’nin CDS primini yükselttiği düşünülmektedir. 2020 yılından sonra ise pandemiyle birlikte tüm dünyada ve Türkiye’de uygulanan genişletici para ve maliye politikaları sonucunda BİST-100 endeksi CDS priminin üzerine çıkmıştır. Bu durumun sebebi; genişletici politikaların uygulanması ile Borsa İstanbul’a yeni yatırımcı ve sıcak paranın girişi olarak açıklanabilir.

Diğer taraftan BİST-100 üzerinde etkisi olan makroekonomik değişkenlerden bir diğeri ise merkez bankasının, nihai hedefi olan fiyat ve finansal istikrarı sağlamak için kullandığı en önemli argümanı olan politika faizidir. TCMB bu araç ile banka ve finans kurumlarının piyasada uyguladığı faiz oranlarını, bankalardan alınan kredilerin miktarlarını, hisse senedi ve döviz gibi varlıkların fiyatlarını etkilemektedir(Eğilmez, 2018).

Faiz enstrümanı ile piyasaya yön veren merkez bankası, tüketiciler ile üreticilerin tüketim ve yatırım kararlarındaki rolü büyük olmaktadır. Sermaye piyasalarında yatırım yapma kararı verirken yatırımcılar için politika faizi bir sinyal veya risk unsuru oluşturmaktadır. Nitekim faiz artışı fon arz edenler için bir getiri niteliği taşıırken fon talep edenler ve yatırımcılar için ise maliyet niteliği taşımaktadır. Bu bağlamda tüketicilerin tüketim kararları ve üreticilerin yatırım kararları alırken dikkat etmesi gereken reel faiz kavramı önem arz etmektedir. Nominal faiz oranından yıl sonu beklenen faiz oranının çıkarılması ile hesaplanan reel faiz oranı yatırım ve harcama kararları alırken gerçeği yansıtmaları bakımından oldukça önemlidir.

Türkiye’de Borsa İstanbul’da işlem gören ilk 100 firmanın araştırmamızın kapsadığı dönemde politika faizi ile ilişkisi Grafik 3’te ortaya konulmuştur.

Grafik 3. BİST-100 Endeksi ve Politika Faizi Arasındaki İlişki



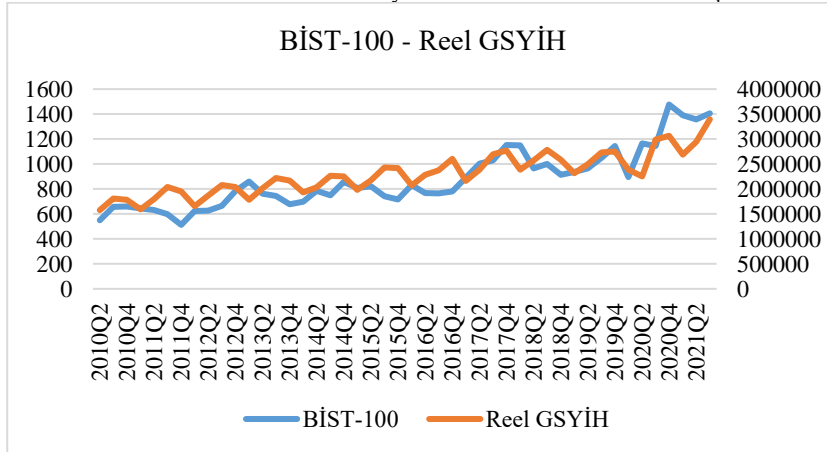
Kaynak: EVDS

Grafik 3’te görüldüğü üzere BİST-100 endeksi ve politika faizi ilişkisi incelendiği 2010:Q2-2021:Q3 dönemi itibariyle yer almaktadır. BİST-100 endeksi politika faizi ile ters yönlü bir seyir izlemektedir. Genel olarak 2010 2. çeyreğinden itibaren politika faizinin azaldığı dönemlerde BİST-100 endeksi artan bir eğilim göstermektedir. 2013 4. çeyreğinden itibaren politika faizinin yükselme trendine girmesi ile birlikte BİST-100 endeksinde de düşüş gözlenmektedir. 2018-2020 yılları arasında gerek küresel ölçekte aylak paranın azalması gerekse de Türkiye’de yurtiçi fiyatlar genel seviyesinin yükselmesi politika faizinin artmasına ve BİST-100 endeksinin ise politika faizinin altında kalmasına neden olmuştur. Öte yandan pandeminin başlangıcı olan 2020 1.çeyreğinden itibaren genişletici para politikalarının gereği olarak faiz oranlarının düşmesi; hem BİST-100 endeksinin yükselmesine hem de BİST-100’deki yatırımcı sayısının artmasına neden olduğu grafikte çarpıcı olarak gözlenmektedir.

Ekonomik büyüme kabaca bir ülkenin gelişmişlik düzeyini ve üretkenliğini yansıtan ölçütlerden biridir. Gerçek bir ekonomik büyümeden bahsedebilmek için reel GSYİH’nın yıllar itibariyle istikrarlı ve artan oranlarda değer alması beklenir(TCMB). Cari fiyat ve miktarın çarpımı ile hesaplanan ve baz alınan bir yılın fiyat artışlarından arındırılmadan hesaplanan nominal GSYİH gerçek üretkenliği yansıtmamaktadır(Eğilmez, 2012).

Büyüme dönemi kamu ve özel sektör üretimlerinin reel anlamda artması anlamına gelmektedir. Firmalar açısından üretim artışı, yatırım ikliminin oluştuğu ve karlılıklarının arttığı dönemi kapsar. Bu nedenle reel büyümenin olduğu dönemler ve buna ilişkin beklentiler BİST-100 endeksi üzerinde pozitif etki yaratır. Çünkü firma karlılığının artması pay sahiplerinin de getirilerinin artmasına neden olacaktır. Dolayısıyla da pay senetlerine olan talep artacak piyasa endeksleri pozitif olarak hareket edecektir. Bu açıdan bakıldığında Grafik 4’te reel büyüme oranı ile piyasalar arasında pozitif bir ilişkisinin olması beklenir.

Grafik 4. BİST-100 Endeksi ve Reel Gayrisafi Milli Hasıla Arasındaki İlişki



Kaynak: EVDS

Son olarak Grafik 4’te 2010 yılı 2.çeyreğinden başlayarak BİST-100 endeksi ve reel GSYİH arasındaki ilişki 2010:Q2-2021:Q3 dönemi itibariyle incelenmektedir. Büyüme oranlarının çeyrek bitişinden sonraki aylarda

açıklanmış olmasıyla grafikte bu duruma BİST-100 endeksinin tepkisi de bir dönem gecikmeli değerine göre şekillenmiştir. Çünkü büyüme oranı geçmiş değerleri yansıtırken BİST-100 endeksi geleceğe yönelik beklentilere göre oluşan fiyat hareketliliğini yansıtmaktadır. Bu nedenle BİST-100'deki artış büyüme oranlarını gecikmeli olarak takip etmektedir. Grafik buna uygun olarak değerlendirilmiştir. Grafiğe bu perspektiften bakarak incelediğimizde;

Genel olarak büyüme oranı ile BİST-100 endeksi arasındaki ilişki aynı yönlü görülmektedir. Büyüme oranlarının pozitif olarak açıklandığı dönemlerde BİST-100 endeksi bir sonraki dönemde artarken; büyüme oranlarının negatif olduğu dönemlerde ise BİST-100 endeksinde düşüşler gözlenmektedir. Artan büyüme şirket karlılığının artması ile pay verimliliğini arttıracığından BİST-100 yatırımcısı diğer portföy yatırımcılarına göre daha avantajlı hale getirir.

METODOLOJİ VE AMPİRİK SONUÇLAR

Model ve Data

Türkiye ekonomisinin makroekonomik göstergelerinden öncü olanları göz önünde bulundurularak literatürden hareketle borsa endeksi fonksiyonu aşağıdaki şekilde kurulmuştur:

$$LBİST = f(LREK, LCDS, Pİ, LGDP) \quad (1)$$

Çalışmanın amacı, fonksiyonda yer alan değişkenlerin Türkiye’de BİST-100 endeksini geleneksel olmayan para politikası uygulamalarına başlanılan 2010:Q2 ile 2021:Q3 dönemi Hacker-Hatemi(2006) simetrik ve Hatemi-J(2012) asimetrik nedensellik analizleri ile etkileyip etkilemedikleri incelemektedir. Çoğu ülkenin borsa endekslerindeki dalgalanmalar, bu değişkenlerin beraber veya tek tek kullanımı ile açıklanmaya çalışılmıştır. Literatürden farklı olarak borsalardaki dalgalanmaları açıklayan döviz kuru ve enflasyon oranı fonksiyona eklemek yerine Türkiye’nin dış ticaretinde önemli paya sahip olan ülkelerin para birimlerinden oluşan bir sepete karşı yerli paranın biriminin satın alma gücünde olan değişimlerin gerçek değerini yansıtan reel efektif döviz kuru modele dahil edilmiştir. Yine ekonomideki gayrisafi yurtiçi hasıla değeri enflasyondan arındırılarak gerçek değerini yansıtmaktadır.

1 no’lu denklemdeki fonksiyon ekonometrik bir model ile kurulduğunda;

$$LBİST_t = \beta_0 + \beta_1 LREK_t + \beta_2 LCDS_t + \beta_3 Pİ_t + \beta_4 LGDP_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

2 no’lu denklemde β_0 sabit terimi ve ε_t hata terimini ifade etmektedir. β_0 ‘dan β_4 ‘e kadar olan parametreleri ise BİST fonksiyonunda yer alan açıklayıcı değişkenlerin katsayılarıdır.

Tablo 2’de modele ait veri setine yer verilmiştir.

Tablo 2. Veri Seti

Değişken	Sembol	Tanımlama ve Ölçüm Birimi	Kullanımı	Kaynak
BİST-100	BİST	Kapanış fiyatlarına göre (2003=100)	Logaritmik	EVDS
Reel Efektif Döviz Kuru	REK	Tüfe Bazlı REK (2003=100)	Logaritmik	EVDS
Kredi Temerrüt Takası	CDS	10 Yıllık CDS primi(baz puan)	Logaritmik	Bloomberg
Politika Faizi (%)	Pİ	1 Haftalık Repo Faizi	Oran	EVDS
Reel Gayrisafi Yurtiçi Hasıla	GDP	Cari Fiyatlarla GSYİH/Tüketici Fiyat Endeksi(TÜFE)	Logaritmik	EVDS

Birimkök Analizi

Durağan olmayan zaman serileri ile yapılan analizlerde sahte regresyon sorunu ortaya çıkmaktadır. Bu sorunun üstesinden birimkök analizleri ile gelinebilmektedir. Diğer taraftan Hacker-Hatemi-J (2006) simetrik ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik analizlerinin yapılması için değişkenlerin durağanlık testlerinin yapılması gerekmektedir. Bu aşamada öncelikle durağanlık mertebesi en yüksek dereceli olan değişkenin ‘dmax’ gecikme uzunluğu saptandıktan sonra nedensellik analizlerine geçilmektedir. Çalışmada literatürde en fazla kullanılan durağanlık testlerinden olan ve diğer birimkök testlerinin de temeli olan Genişletilmiş Dickey-Fuller-ADF- (1979) testi ile bu teste alternatif olarak geliştirilen Phillips-Perron-PP- (1988) testi kullanılmıştır.

ADF testi 3 denklem kurularak yapılmaktadır:

$$\text{Yalın hali:} \quad \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Sabit terimli hali:} \quad \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli:} \quad \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Bu testin sonucunda elde edilen test istatistikleri, MacKinnon kritik değerleri karşılaştırıldığında, sıfır hipotezi alternatif hipoteze karşı kıyaslanmaktadır:

$$H_0 : \delta = 0 \quad (6)$$

$$H_1 : \delta \neq 0 \quad (7)$$

6 no'lu denklemde sıfır hipotezi serinin durağan olmadığını, birimkök içerdiğini, 7 no'lu denklemde alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu, birimkök içermediğini, ifade etmektedir.

Çalışmamızda kullanılan bir diğer test olan Phillips-Peron (1988) testi ise trend içeren serilerde durağanlık sınavasını gerçekleştirmesi nedeniyle PP, ADF testine karşı geliştirilmiş güçlü bir testtir. PP testi nonparametrik bir sürece sahiptir. Fakat test istatistiğinin sınavı için MacKinnon kritik değeri kullanılır. PP testi, Newey West hata düzeltme mekanizması kullanılarak otokorelasyonu sorununu ortadan kaldırır. PP testi aşağıdaki model kurularak yapılmaktadır.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \alpha Y_{t-1} + \beta_2 \left(t - \frac{T}{2} \right) + u_t \quad (8)$$

8 no'lu denklemde T , gözlem sayısı ve t trendi ifade etmektedir.

$$H_0 : \delta = 0 \quad (9)$$

$$H_1 : \delta < 0 \quad (10)$$

9 no'lu denklemdeki sıfır hipotezine göre, seri durağan değildir, 10 no'lu denklemde alternatif hipoteze göre ise seri durağandır.

Tablo 3. Birimkök Testi Sonuçları

Testler	Değişkenler	Düzy	Δ
		Sabitli ve trendli	Sabitli ve trendli
ADF	LBİST	0.04**	
	LREK	0.18	0.00**
	LCDS	0.01**	
	Pİ	0.01**	
	LGDP	0.18	0.04**
Phillips-Perron	LBİST	0.04**	
	LREK	0.17	0.00**
	LCDS	0.10	0.00**
	Pİ	0.33	0.04**
	LGDP	0.00**	

Not: Uygun gecikme uzunluğu, Akaike'nin Bilgi Kriterleri (AIC) kullanılarak otomatik olarak seçilmiştir. Δ simgesi fark alma işlemini, ** %5 önemlilik seviyesine göre durağanlığın geçerli olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3'te ADF test sonucuna göre LBİST, LCDS ve Pİ değişkenleri düzeyde durağanken; LREK ve LGDP değişkenleri birinci farklarında durağan olduğu gözlenmektedir. Phillips-Perron test sonucuna göre ise LBİST ve LGDP değişkenleri düzeyde durağanken; LREK, LCDS ve Pİ değişkenleri birinci farklarında durağanlaşmışlardır. Dolayısıyla nedensellik analizlerinde en yüksek mertebeli değişkenin 1.farkı alınarak I(1)'de olduğu belirlenmiş ve nedensellik analizlerine geçilmiştir.

Nedensellik Testleri

Hatemi-J'nin geliştirmiş olduğu nedensellik testlerinin ifade edilmesi için öncelikle Tado-Yamamoto nedensellik analizine değinmek gerekir. Çünkü gerek simetrik gerekse asimetrik nedensellik testleri temelde Tado-Yamamoto testi referans alınarak geliştirilmiştir.

Ekonometride nedensellik testleri genellikle kısa dönem olarak analiz edilmektedir. Kısa dönem analizleri ise fark değişkenler üzerinden regrese edilmektedir. Bu analizlere göre değişkenler düzey değerlerde durağan değilse fark alma işlemi ile durağanlaştırılmaktadır. Tado-Yamamoto (1995) fark değişkenler alınarak durağanlık koşulunun sağlandığı nedensellik analizleri yerine değişkenlerin düzey değerlerini dikkate alan bir genişletilmiş VAR modeli geliştirmişlerdir. Bu model de değişkenlerin durağanlık mertebelerinin aynı veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olup olmamasından tamamen bağımsız olarak bir nedensellik analizi geliştirmişlerdir. Bu analiz genişletilmiş veya değiştirilmiş VAR modeli (Augmented-Modified VAR) olarak nitelendirilmiştir. Bunun nedeni ise klasik bir VAR modelinde nedensellik analizi yapılması uygun bir gecikme uzunluğuna bağlı olarak yapılırken; bu analizde de tekrar bir gecikme uzunluğu belirlenmekte ancak değişkenlerden oluşan sistemde, "d max" olarak adlandırılan değişkenlerden hangisinin durağanlık mertebesinin I(0), I(1), I(2)) en yüksek olduğu belirlenmektedir. Daha sonra geliştirilmiş bu VAR modelinde; önceden belirlenen uygun gecikme uzunluğuna maksimum durağanlık mertebesi eklenerek VAR modeli tahmin edilmektedir. Tado-Yamamoto nedensellik analizinin bu açıdan en büyük avantajı ise değişkenlerin düzeyleri üzerinden nedensellik sınavının gerçekleştirilmesidir.

Bu mantıktan hareketle hem simetrik hem de asimetrik nedensellik testleri geliştirilmiştir. İlk olarak Hacker-Hatemi (2006) tarafından geliştirilen simetrik nedensellik analizi iki değişken arasındaki nedensellik sınaması yapılmaktadır. Tado-Yamamoto (1995)'dan diğer bir farkı ise değişkenler arasındaki ilişkiyi monte carlo simülasyonundan ziyade bootstrap simülasyonunun kullanılmasıdır. Dolayısıyla Tado-Yamamoto (1995)'nin bootstrap yöntemi ile yapılmış hali denilebilir. 1000 simülasyon ile kendilerinin belirlemiş oldukları bilgi kriteri Hatemi-J criteria HJC ile uygun gecikme uzunluğu elde edilmektedir.

Hacker-Hatemi (2006) tarafından geliştirilen simetrik nedensellik testi bir VAR(p) modeli üzerinden aşağıdaki şekilde kurulmuştur:

$$y_t = a + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (11)$$

Yukarıdaki 11 no'lu eşitlikte y_t , a ve e_t n-boyutlu vektörler ve A_r ise r gecikmeli değeri için parametrelerin $n \times n$ matrisidir. u_t hata terimi "p" maksimum gecikmeyi ve dmax maksimum bütünleşmeyi göstermektedir.

Modelde değişkenler arasındaki ilişki, temel hipoteze göre Granger nedensellik ilişkisinin olmadığını, alternatif hipotez ise nedensellik ilişkisinin olduğunu ifade etmektedir.

Toda-Yamamoto (1995) örnek büyüklüğü T için aşağıdaki eşitlikleri kullanmıştır:

$Y \doteq (y_1^+, y_2^+, y_3^+, \dots, y_T^+)$, bir $(n \times T)$ boyutlu matris,

$D \doteq (a, A_1, A_2, A_3, \dots, A_p)$ bir $((n \times (n + (p + d)))$ boyutlu matris,

$$Z \doteq \begin{bmatrix} 1 \\ y_t^+ \\ y_{t-1}^+ \\ \vdots \\ y_{t-p+1}^+ \end{bmatrix} \text{ bir } ((1 + (n + (p + d))) \times 1 \text{ matris, } t = 1, \dots, T, \text{ için}$$

$Z \doteq (Z_0, Z_1, Z_2, \dots, Z_{T-1})$ bir $((1 + (n + (p + d))) \times T$ boyutlu matris, $t = 1, \dots, T$, için

$\delta \doteq u_1^t, u_2^t, u_3^t, \dots, u_T^t$ bir $(n \times T)$ boyutlu matristir.

Toda ve Yamamoto (1995), yukarıdaki eşitliklerden hareketle, genelleştirilmiş VAR(p + d) modelin hipotez testi için tanımlanan test istatistiği aşağıdaki şekilde kurulmuştur:

$$Y = DZ + \delta \quad (12)$$

12 no'lu denklemde $\hat{\delta}_U$, kısıtsız regresyondan elde edilen kalıntılar ile varyans-kovaryans matrisi $\hat{\delta}_U' \hat{\delta}_U / T$ oluşmaktadır. vec (column-stacking) operatör ve $0_{n \times nd}$, n satırlı ve n(d) sütunlu sıfır matrisini temsil etmek üzere $\beta = \text{vec}(v, A_1, \dots, A_p, 0_{n \times nd})$ ve $\beta = \text{vec}(D)$ olarak ifade edilebilir.

Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen geliştirilmiş Wald (MWALD) test istatistiği ise şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$MWALD = (C\beta)' [C((Z'Z)^{-1} \otimes S_U)C']^{-1} (C\beta) \quad (13)$$

13 no'lu denklemde \otimes Kronecker çarpımı ve C $p \times n((1 + (n + (p + d)))$ boyutlu matrisi ifade etmektedir. Testin hipotezleri; granger nedensellik ilişkisinin olmadığı temel hipotez $H_0 = C\beta = 0$ granger nedensellik ilişkisinin olduğu alternatif hipotez ise şeklinde kurulmuştur. Test istatistiğinin Hacker-Hatemi-J (2006) çalışmasında örneklem üzerinden bootstrap dağılımıyla oluşturulan kritik değerler ile karşılaştırılmasının, Tado-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen Monte Carlo simülasyonları ile hesaplanan test istatistiğinin χ^2 tablo değerleri ile karşılaştırılmasından daha üstün sonuçlar elde edildiğinin vurgulanmıştır. MWALD test istatistiğinin küçük örneklem grubu için dağılımın güçlü sonuçlar verdiği testin diğer bir avantajını oluşturmaktadır.

Hacker ve Hatemi-J (2006) yaklaşımında, tahmin edilen VAR modeli ile gecikme uzunluğu dışsal olarak belirlenirken Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen nedensellik testinde ise farklı olarak gecikme uzunluğunun içsel olarak belirlendiği durumlar incelenmiştir.

Genellikle literatürde nedensellik testleri seçilen uygun gecikme uzunlukları farklı bilgi kriterlerinden oluşmaktadır. Bu kriterlere göre çalışmanın sonuçları farklılık gösterebilmektedir. Hatemi-J (2003, 2008) ise uygun gecikme uzunluğu seçimi için Schwarz (1978) ile Hannan ve Quinn (1979) bilgi kriterlerinin

birleştirilmesi ile yeni bir bilgi kriteri ortaya çıkarmıştır. Hatemi-J tarafından geliştirilen bilgi kriteri 6 no'lu denklemde gösterilmektedir:

$$HJC = \ln(\det \hat{\Omega}_j) + j \left(\frac{n^2 \ln T 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right), \quad j = 0, 1, \dots, p, \quad (14)$$

Yukarıdaki 14 no'lu denklemde $(\det \hat{\Omega}_j)$, $VAR(j)$ modelindeki kalıntıların tahmin edilen maksimum olabilirlik varyanskovaryans matrisinin determinantını, değişkenlerin sayısı n , T örnek büyüklüğünü, \ln ise doğal logaritmayı ifade etmektedir (Hatemi-J ve Uddin, 2014: 377).

Daha sonra Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik analizde ise iki değişkenin birbiri üzerinde pozitif ve negatif şoklarına ayrıştırılması incelenmiştir. Asimetrik ile anlatılmak istenen ise değişkenlerin pozitif değerleri kendi aralarında negatif değerleri ise kendi aralarında nedensellik analizi içerisinde ele alınmasıdır. Değişkenlerin bu nedenle dört farklı durumuna bakılabilmektedir.

Granger ve Yoon (2002) temelli Hatemi-J (2012) asimetrik ayrıştırma yönteminin y_{1t} ve y_{2t} gibi iki değişken için geliştirildiği varsayıldığında;

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (15)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (16)$$

15 ve 16 no'lu denklemlerde $y_{1,0}$ ile $y_{2,0}$ değişkenlerin başlangıç değerleri tanımlanmaktadır.

Değişkenlerin pozitif ve negatif şoklarına ayrıştırma işlemi 17 no'lu denklem olmak üzere,

$$\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0), \quad \varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0), \quad \varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0), \quad \varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0) \quad (17)$$

18 ve 19 no'lu denklemlerde açıklanmaktadır:

$$\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^- \quad (18)$$

$$\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^- \quad (19)$$

Yukarıdaki denklemlerden hareketle değişkenlerin kümülatif toplamaları şeklinde denklemler tekrar düzenlendiğinde 20 ve 21 no'lu denklemler elde edilmektedir.

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (20)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (21)$$

Değişkenlerin birbiri üzerindeki kümülatif olarak pozitif ve negatif şoklarına karşı nedensellik ilişkisi 22 no'lu denklemde 4 farklı şekilde gösterilmektedir:

$$y_{1i}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+, \quad y_{1i}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-, \quad y_{2i}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+, \quad y_{2i}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-, \quad (22)$$

Son aşama olarak değişkenlerin birbiri üzerindeki pozitif şokları nedensellik ilişkisini bulmak amacıyla p gecikmeli VAR modeli 23 no'lu denklemde kurulduğunda;

$$y_t^+ = a + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-p}^+ + u_t^+ \quad (23)$$

Denklemde p gecikme sayısını, Y_t (2×1) boyutundaki değişken vektörünü, A_r ise boyutlu r mertebeden parametre matrisini temsil etmektedir. Buna paralel olarak diğer 3 farklı p gecikmeli VAR modelleri yardımıyla geliştirilebilir.

Denklem 23'te testin boş hipotezi y_p^+ 'dan y_t^+ 'ye bir nedensellik ilişkisinin olmadığını; testin alternatif hipotezi ise y_p^+ 'dan y_t^+ 'ye bir nedensellik ilişkisinin olduğunu ifade etmektedir.

İlaveten simetrik ve asimetrik nedensellik analizlerinde değişkenler arası nedensel ilişkinin varlığı; hesaplanan MWALD test istatistiklerinin bootstrap yöntemiyle hesaplanan kritik değerlerden büyük olması ile saptanmaktadır. Buna paralel olarak nedensel ilişkinin varlığında H_1 hipotezi; nedensel ilişkinin yokluğunda ise boş hipotez kabul edilmektedir.

Ampirik Bulgular

Analizini gerçekleştirdiğimiz değişkenlerin “dmax” gecikme uzunluğu belirlendikten sonra Hacker-Hatemi-J (2006) simetrik ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik analizleri Tablo 4 ve Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 4. Hacker-Hatemi (2006) Bootstrap Simetrik Nedensellik Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	MWALD	%1	%5	%10
lnREK→lnBİST	0.001	7.475	4.388	2.958
lnBİST→lnREK	0.011	7.581	4.123	2.834
lnCDS→lnBİST	11.003***	10.363	6.421	4.888
lnBİST→lnCDS	1.068	10.586	6.469	4.868
lnPİ→lnBİST	2.341	10.771	6.666	4.936
lnBİST→lnPİ	0.815	10.798	6.495	4.883
lnGDP→lnBİST	16.515***	16.358	10.847	8.635
lnBİST→lnGDP	2.223	17.136	11.544	9.227

NOT: *** ** * işaretleri ise sırasıyla %1,%5 ve %10 önemlilik seviyelerini ifade etmektedir. Bootstrap kritik değerleri 10.000 döngüyle elde edilmiştir. Uygun gecikme uzunluğu HJC Bilgi kriterine göre 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 5. Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	MWALD	%1	%5	%10
lnREK ⁺ →lnBİST ⁺	1.110	12.398	5.568	3.464
lnBİST ⁺ →lnREK ⁺	0.097	10.329	4.821	3.201
lnREK ⁺ →lnBİST ⁻	1.282	13.396	7.464	5.508
lnBİST ⁺ →lnREK ⁻	0.011	8.728	4.408	3.097
lnREK ⁻ →lnBİST ⁻	10.046**	10.208	4.931	3.301
lnBİST ⁻ →lnREK ⁻	1.120	8.518	4.314	2.941
lnREK ⁻ →lnBİST ⁺	5.325	14.402	7.931	5.710
lnBİST ⁻ →lnREK ⁺	4.043	11.514	5.381	3.440
lnCDS ⁺ →lnBİST ⁺	2.262	20.852	11.727	8.661
lnBİST ⁺ →lnCDS ⁺	9.912*	19.528	10.853	7.866
lnCDS ⁺ →lnBİST ⁻	0.006	9.050	4.534	3.017
lnBİST ⁺ →lnCDS ⁻	6.459**	9.546	4.806	3.171
lnCDS ⁻ →lnBİST ⁻	0.957	9.978	4.841	3.215
lnBİST ⁻ →lnCDS ⁻	0.235	11.382	5.185	3.314
lnCDS ⁻ →lnBİST ⁺	3.127*	10.416	4.671	3.097
lnBİST ⁻ →lnCDS ⁺	4.215*	8.420	4.482	3.088
lnPİ ⁺ →lnBİST ⁺	1.510	10.842	4.859	3.124
lnBİST ⁺ →lnPİ ⁺	0.134	11.596	5.365	3.396
lnPİ ⁺ →lnBİST ⁻	3.344*	11.401	5.080	3.253
lnBİST ⁺ →lnPİ ⁻	0.319	9.444	4.585	3.052
lnPİ ⁻ →lnBİST ⁻	0.031	10.697	5.248	3.420
lnBİST ⁻ →lnPİ ⁻	1.885	10.510	4.792	3.190
lnPİ ⁻ →lnBİST ⁺	0.038	9.781	4.768	3.147
lnBİST ⁻ →lnPİ ⁺	1.444	10.980	5.411	3.443
lnGDP ⁺ →lnBİST ⁺	12.771	42.245	21.216	14.488
lnBİST ⁺ →lnGDP ⁺	1.065	35.836	17.025	11.579
lnGDP ⁺ →lnBİST ⁻	1.957	31.198	15.749	11.096
lnBİST ⁺ →lnGDP ⁻	3.980	27.043	15.652	11.791
lnGDP ⁻ →lnBİST ⁻	14.971*	38.176	19.841	14.294
lnBİST ⁻ →lnGDP ⁻	6.929	32.730	16.442	11.654
lnGDP ⁻ →lnBİST ⁺	25.977**	49.287	25.429	18.587
lnBİST ⁻ →lnGDP ⁺	0.445	19.767	11.301	8.192

Not: Bootstrap kritik değerleri 10.000 döngüyle elde edilmiştir. Uygun gecikme uzunluğu HJC Bilgi kriterine göre 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 4'teki simetrik nedensellik analizi sonuçları incelendiğinde; bağımsız değişkenlerden GDP ve CDS'den BİST-100'e doğru bir tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunduğu saptanmıştır. Buna göre hesaplanan MWALD test istatistiklerinin bootstrap yöntemiyle 0.05'e göre hesaplanan kritik değerlerden büyük olması ile nedensel ilişkisinin varlığının söz konusu olduğu H₁ hipotezi kabul edilmektedir. Dolayısıyla Türkiye'de BİST-100'de yatırım yaparken en çok dikkat edilen iki değişkenin ülkenin risk göstergesi olan CDS primi ve ekonomisinin gerçekte ne kadar büyüdüğünü ve üretim ölçeğinin göstergesi olan reel büyüme oranlarıdır.

Tablo 5'teki asimetrik nedensellik analizine göre elde edilen bulgulara bakıldığında;

İlk bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasındaki nedensellik analizine göre %5 önemlilik seviyesinde reel efektif döviz kurunun (REK) negatif şoklarından BİST-100'ün negatif şoklarına doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu gözlenmektedir. Yani REK'teki azalışlar BİST-100'ünde azalmasına neden olmaktadır. Bu durumun sebebi reel döviz kurunun artıyor olmasıdır. Döviz fiyatlarının artması döviz cinsinden ulusal ekonominin küçülmesi anlamına gelir. Türkiye'de borsanın alternatif yatırım aracı olan dövizdeki fiyat artışları ilk etapta yatırımcıları döviz satın almaya iter ve böylece döviz talebi artar. Bir sonraki dönemdeki salınımlarda yükselen döviz kurları görece hisse senedinin değerlerini döviz cinsinden ucuzlatacağı için ucuzlayan hisse senetleri 2.evrede pozitif yönlü tekrar harekete geçmeye başlar.

İkinci değişken ile bağımlı değişken arasındaki nedensellik ilişkisi incelendiğinde; %10 önemlilik seviyesinde CDS priminin negatif şoklarından BİST-100'ün pozitif şoklarına ve BİST-100'ün negatif şoklarından CDS

priminin pozitif şoklarına doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu gözlenmektedir. Yani CDS risk primindeki azalışlar BİST-100 endeksinin artışlarına ve BİST-100 endeksinin artışları CDS priminin azalışlarına neden olmaktadır. Dolayısıyla CDS primi ve BİST-100 endeksi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu durumun temel nedeni CDS priminin dünyada en önemli risk algısı göstergelerinden sayılmasıdır. Herhangi bir risk durumu ülkenin güvenilirliğini ve beklentilerini olumsuz olarak etkileyerek BİST-100'deki şirketlere yatırım yapma kararları negatif yönde değişmesine bağlı olarak BİST-100'de işlem hacmi azalmaktadır. Öte yandan BİST-100'de şirketlerin karlılıklarının azalmasına bağlı olarak ülkenin büyümesi ve yatırım alanlarının daralması beklentilerin negatif yönde etkilenmesi ile ülkenin dış ülkelerde riskli görülmesinin göstergesi olan CDS primini de yükseltebilmektedir. Ek olarak %5 önemlilik seviyesinde BİST-100'ün pozitif şoklarından CDS priminin pozitif şoklarına doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu gözlenmektedir. Bunun nedeni ise konjonktürel değişimler sırasında CDS primleri ile BİST-100 endeksinin oluşumunun zaman zaman aynı yönlü gerçekleşmesidir. CDS priminin mevcut durumun risk göstergesini ifade ederken beklentilerin pozitif olması BİST-100 endeksinin yükselmesine neden olur. Dolayısıyla BİST-100'ün yükselmesi CDS priminin yükselmesine neden olabilmektedir.

Üçüncü değişken ile bağımlı değişken arasındaki nedensel ilişki gözlemlendiğinde; %10 önemlilik seviyesinde politika faizinin pozitif şoklarından BİST-100'ün negatif şoklarına doğru bir nedensellik ilişkisi gözlenmektedir. Yani politika faizindeki artışlar BİST-100'ünde azalmasına neden olmaktadır. Bunun nedeni daraltıcı para politikalarının uygulanmaya başlanmasıdır. Politika faiz oranının yükselmesi yatırım maliyetlerini arttıracığından BİST-100'de işlem gören şirketlerin negatif yönde etkilenir. Diğer taraftan politika faiz oranlarının yükselmesi BİST-100'ün işlem hacmini de daraltacak yatırımcıları hisse senedi tarafından çıkarıp mevduat faizi tarafına yönelmesine neden olacaktır.

Son olarak dördüncü değişken ile bağımlı değişken arasındaki nedensel ilişki incelendiğinde ise; %10 önemlilik seviyesinde reel büyümenin negatif şoklarından BİST-100'ün negatif şoklarına doğru bir nedensellik ilişkisi gözlenmektedir. Yani reel büyümedeki azalış BİST-100'ünde azalışına neden olmaktadır. Diğer taraftan %5 önemlilik seviyesinde reel büyümenin negatif değişimlerinden BİST-100'ün pozitif değişimlerine doğru bir nedensellik ilişkisi gözlenmektedir. Yani reel büyümedeki azalış BİST-100'ün artışına neden olmaktadır. Bu sonuçlar arasındaki göze çarpan farklılığın sebebi ise büyüme oranı ile BİST-100 endeksi arasında zaman gecikmeli bir ilişki içerisinde olmasıdır. Bilindiği gibi büyüme oranları gerçekleşeni ifade ederken BİST-100 endeksi beklentilere göre şekillenir. Borsa beklentileri fiyatladığı için gelecekte büyümeyle ilgili öncül veriler düşük çıkarsa büyüme yükselirken borsa negatif fiyatlanabilir. O nedenle büyümenin açıklandığı dönemle borsa endeksi aynı yönlü olmayabilir.

SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

Türkiye'de sermaye piyasaları gün geçtikçe gelişmekte ve büyümektedir. Dolayısıyla BİST-100'de hem işlem hacmi hem de yatırımcı sayısı artmaktadır. Ulusal ekonominin gelişmişliğinin bir göstergesi olan BİST-100 endeksi söz konusu reel efektif döviz kuru, reel faiz oranı, kredi temerrüt takas primi (CDS) değişkenlerinden oldukça etkilenmektedir. Bu değişkenler çalışmada gerekçeleriyle birlikte hem teorik hem de ekonometrik model kurularak analiz edilmiştir.

Ekonometrik modelden elde edilen bulgular;

Hatemi-J(2006) simetrik nedensellik analizine göre CDS ve reel GSYİH'dan BİST-100 endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Buna göre CDS primi ve reel GSYİH, BİST-100 endeksinin değişimlerine yol açan iki önemli değişken olarak ortaya çıkmıştır. Bu iki değişken BİST-100 endeksinin anlamlı düzeyde etkilemektedir.

Hatemi-J(2012) asimetrik nedensellik analizi sonuçları sırasıyla incelendiğinde;

İlk bulgu; reel efektif döviz kuru azalışlarının BİST-100 endeksi azalışlarına yol açtığı gözlenmiştir. Dolayısıyla reel döviz kurunun artışı BİST-100 endeksinin negatif yönde etkilediği söylenebilir. Bunun nedeni özellikle imalat sanayi üretiminin ithalata bağımlı olması döviz kurlarının artmasının firma karlılıklarının azaltılması olarak yorumlanabilir. Dolayısıyla reel efektif döviz kuru azalışlarından BİST-100 azalışlarına doğru tek yönlü bir ilişki bulunmuştur.

İkinci bulgu; CDS primi azalışlarının BİST-100 artışlarına neden olması ile BİST-100 endeksi azalışlarının da CDS primi artışlarına neden olması şeklindedir. CDS priminin artması ülke riskinin arttığı anlamına geldiğinden piyasalar negatif etkilenir. Dolayısıyla da borsa beklentileri fiyatladığından CDS priminin artışından negatif etkilenmesi teorik olarak beklenen bir durumdur. Öte yandan BİST-100 endeksinin düşmesi firma değerlerinin düşmesi ve dolayısıyla yatırımcıların riskinin artması anlamına geldiğinden bu durum

ülkenin risk priminde artış yaratmaktadır. Bu durum asimetrik nedensellik analizine göre BİST-100 endeksi ile CDS primi arasındaki çift yönlü nedensel ilişkinin bulunması ile açıklanmaktadır.

Üçüncü bulgu; politika faizi artışlarının BİST-100 endeksi azalışlarına neden olduğu gözlemlenmiştir. Bu bulgu, teori ile uyumlu ve beklenen bir durumdur. Çünkü politika faizi artışı daraltıcı bir para politikası uygulamasıdır. Para arzının daralması doğal olarak BİST-100'deki işlem hacmini azaltacak ve endeksin daha yukarıya hareket etmesini engelleyecektir.

Son önemli diğer değişken ise reel GDP azalışlarının öncelikle BİST-100 endeksi azalışlarına daha sonra ise reel GDP azalışlarının BİST-100 endeksi artışlarına neden olmasıdır. GDP'deki bu iki etkinin birbiri ile çelişkili olması tarafımızca GDP rakamları ile BİST-100 endeksinin birbirlerini gecikmeli olarak takip etmesi olarak açıklanabilir. Bilindiği gibi, GDP gerçekleşeni BİST-100 endeksi ise bekleneni ifade eder.

Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomilerde sermaye piyasaları yeni önem kazanmaktadır. Pandemi döneminde Borsa İstanbul'da yatırımcı sayısının olağanüstü artması yatırımcılar için makroekonomik değişkenlerin önemi daha da artmaktadır. Bu nedenle Borsa İstanbul'daki yatırım hareketleri makroekonomik değişkenlerden daha çok etkilenecektir. Ancak Türkiye'de sermaye piyasalarına yatırım yapan yabancı yatırımcı oranının azalması, makroekonomik politikalardaki istikrarsızlık ve beklentileri olumlu yönde karşılayacak güven ortamının sağlanamamasında olduğu düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

1. Antonios, A. (2010). Stock Market and Economic Growth: An Empirical Analysis for Germany. *Business and Economics Journal*, 2010(1), 12.
2. Arzova, B. S., Atakişi, A. & Ekmekçi, U. (2020). *Endekslerle Türkiye Ekonomisi* (Birinci Baskı). İstanbul, Remzi Kitabevi.
3. Bahmani-Oskooee, M. (2001). Nominal and Real Effective Exchange Rates of Middle Eastern Countries and Their Trade Performance. *Applied Economics*, 33(1), 103-111.
4. Bektur, Ç. & Malcıoğlu, G. (2017). Kredi Temerrüt Takasları ile BİST 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Asimetrik Nedensellik Analizi. *Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(3), 73-83.
5. Bloomberg https://www.bloomberg.com/subscriptions/yTAOdI37xPb73LM?utm_medium=cpc_search&utm_campaign=BR_ACQ_BRAND_BRANDGENERALX_EVG_XXXX_XXX_Y0469_EN_EN_X_BLOM_GO_SE_XXX_XXXXXXXXXXXX&gclid=aw.ds&gclid=Cj0KCQjwmuITBhDoARIsAPiv6L_BgIy_c4l4Z4JuDv0WIE7ZPxBTJHKL3ZQEMh8ttHf0FW3PgR1SuQaAnRCEALw_wcB
6. Chan, K. C., Fung, H. G. & Zhang, G. (2009). On The Relationship between Asian Credit Default Swap and Equity Markets. *Journal of Asia Business Studies*.
7. Coronado, M., Corzo, M. T. & Lazcano, L. (2012). A Case for Europe: The Relationship between Sovereign CDS and Stock Indexes. *Frontiers in Finance and Economics*, 9(2), 32-63.
8. Eğilmez (2012), Kendime Yazılar, "Bir Sayfada GSYİH Dersi" <https://www.mahfiegilmez.com/2012/01/bir-sayfada-gsyih-dersi.html>
9. Eğilmez (2018), Kendime Yazılar, "Faiz Deyince" <https://www.mahfiegilmez.com/2018/06/faiz-deyince.html>
10. Eita, J. H. (2012). Modelling Macroeconomic Determinants of Stock Market Prices: Evidence from Namibia. *Journal of Applied Business Research (JABR)*, 28(5), 871-884.
11. Eren, M. & Başar, S. (2016). Makroekonomik Faktörler ve Kredi Temerrüt Takaslarının BİST-100 Endeksi Üzerindeki Etkisi: ARDL Yaklaşımı. *Ataturk University Journal of Economics & Administrative Sciences*, 30(3).
12. Feng, Q., Sun, X., Liu, C. & Li, J. (2021). Spillovers between Sovereign CDS and Exchange Rate Markets: The Role of Market Fear. *The North American Journal of Economics and Finance*, 55, 101308.
13. Fontana, A., & Scheicher, M. (2016). An Analysis of Euro Area Sovereign CDS and Their Relation with Government Bonds. *Journal of Banking & Finance*, 62, 126-140.
14. Fung, H. G., Sierra, G. E., Yau, J. & Zhang, G. (2008). Are the US Stock Market and Credit Default Swap Market Related?: Evidence from The CDX Indices. *The Journal of Alternative Investments*, 11(1), 43-61.

15. Granger, C. W. & Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration. *U of California, Economics Working Paper*, (2002-02).
16. Hacker, R. S. & Hatemi-J, A. (2006). Tests for Causality between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
17. Hacker, S. & Hatemi-J, A. (2012). A Bootstrap Test for Causality with Endogenous Lag Length Choice: Theory and Application in Finance. *Journal of Economic Studies*.
18. Hajilee, M. & Al Nasser, O. M. (2014). Exchange Rate Volatility and Stock Market Development in Emerging Economies. *Journal of Post Keynesian Economics*, 37(1), 163-180.
19. Hannan, E. J. & Quinn, B. G. (1979). The Determination of The Order of An Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 41(2), 190-195.
20. Hatemi-j, A. (2003). A New Method to Choose Optimal Lag Order in Stable and Unstable VAR Models. *Applied Economics Letters*, 10(3), 135-137.
21. Hatemi-J, A. (2008). Forecasting Properties of A New Method to Determine Optimal Lag Order in Stable and Unstable VAR Models. *Applied Economics Letters*, 15(4), 239-243.
22. Hatemi-j, A. (2012). Asymmetric Causality Tests with An Application. *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
23. Humpe, A. & Macmillan, P. (2009). Can Macroeconomic Variables Explain Long-Term Stock Market Movements? A Comparison of The US and Japan. *Applied Financial Economics*, 19(2), 111-119.
24. Mishkin, F. S. (1995). Symposium on The Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.
25. Mukherjee, T. K. & Naka, A. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and The Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model. *Journal of Financial Research*, 18(2), 223-237.
26. Nolte, F. (2003). *Die Transmission Monetärer Impulse*, Europaischer Verlag der Wissenschaften, Frankfurt, 225s.
27. Phillips, P. C. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
28. Rahman, A. A., Sidek, N. Z. M. & Tafri, F. H. (2009). Macroeconomic Determinants of Malaysian Stock Market. *African Journal of Business Management*, 3(3), 095-106.
29. Ratanapakorn, O. & Sharma, S. C. (2007). Dynamic Analysis between The US Stock Returns and The Macroeconomic Variables. *Applied Financial Economics*, 17(5), 369-377.
30. Schwarz, G. (1978). Estimating The Dimension of A Model. *The Annals of Statistics*, 461-464.
31. Sovbetov, Y. & Saka, H. (2018). Does It Take Two to Tango: Interaction between Credit Default Swaps and National Stock Indices. *Journal of Economics and Financial Analysis*, 2(1), 129-149.
32. Subrahmanyam, M. G., Tang, D. Y. & Wang, S. Q. (2014). Does The Tail Wag The Dog?: The Effect of Credit Default Swaps on Credit Risk. *The Review of Financial Studies*, 27(10), 2927-2960.
33. TCMB <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/02713545-8428-49ab-a9d9-0f770895d513/REERMetaveri.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-02713545-8428-49ab-a9d9-0f770895d513-n.VviuQ>
34. TCMB <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Istatistikler/Doviz+Kurlari/Reel+Efektif+Doviz+Kuruu/>
35. TCMB <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Banka+Hakkinda/Sikca+Sorulan+Sorular/Para+Politikasi+ve+Enflasyon+Hedeflemesi/>
36. Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
37. Umer, M. (2016). Macroeconomic Variables Impact on Stock Market Performance in The Short & Long Run: A Pakistan Perspective. *Research Journal of Finance and Accounting*, 7(11), 10-22.
38. Wongbangpo, P. & Sharma, S. C. (2002). Stock Market and Macroeconomic Fundamental Dynamic Interactions: ASEAN-5 Countries. *Journal of Asian Economics*, 13(1), 27-51.