

Türkiye’de Ticari Açıklık, Kredi Hacmi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkiler: Çoklu Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi

A. Öznur ÜMİT

*Ondokuz Mayıs Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü,
oumit@omu.edu.tr*

Öz

Bu çalışmada, ticari açıklık, kredi hacmi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Türkiye için 1989-2014 dönemi kapsamında, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi, Toda-Yamamoto nedensellik testi, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve dinamik en küçük kareler yardımıyla analiz edilmiştir. Nedensellik testinde, ekonomik büyüme ile kredi hacmi ve ekonomik büyüme ile reel faiz oranı değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi, nedenselliğin yönünün ticari açıklıktan kredi hacmine doğru olan ve kredi hacminden reel faiz oranına doğru olan tek yönlü nedensellik sonuçlarına ulaşılmıştır. Maki eşbütünleşme testinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Dinamik en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen eşbütünleşme katsayılarında ise ekonomik büyümeyi kredi hacminin arttırdığı, faiz oranının ve ticari açıklığın azalttığı sonuçları bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Ticari Açıklık, Kredi Hacmi, Ekonomik Büyüme, Çoklu Yapısal Eşbütünleşme, Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi.

JEL Sınıflandırma Kodları: C32, C19, G21, O43.

Relationship between Trade Openness, Credit Volume and Economic Growth in Turkey: Time Series Analysis with Multiple Structural Breaks*

Abstract

In this study, the relationship between trade openness, credit volume, and, economic growth is analyzed for 1989-2014 periods for Turkey and by multiple structural breaks unit root test of Carrion-i-Silvestre et al (2009), Toda-Yamamoto causality test, multiple structural breaks co-integration test of Maki (2012), and dynamic ordinary least squares method. In the causality test, it is concluded that bi-directional causality relationship between growth and credit volume on the one hand and between growth and real interest rate on the other hand exists through a one-way direction of causality from trade openness to credit expansion and from credit expansion to reel interest rate. It is found out that a long-term relation exists among the variables in co-integration test of Maki. In the co-integration coefficient, which is estimated by dynamic ordinary least squares method, it is ascertained that while credit volume increases economic growth, interest rate and trade openness decreases it.

Keywords: Trade Openness, Credit Volume, Economic Growth, Co-integration Test with Multiple Structural Breaks, Toda-Yamamoto Causality Analysis.

JEL Classification Codes: C32, F44, G21, O43.

* Extended abstract is presented at the end of the article.

Atıfta bulunmak için...|
Cite this paper...|

Ümit, A.Ö. (2016). Türkiye’de Ticari Açıklık, Kredi Hacmi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkiler: Çoklu Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1), 471-499.

1. Giriş

Ticari açıklık, kredi hacmi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ve ilişkinin yönünün incelenmesi hem teorik hem de ampirik olarak ekonomi yazınında yer alan tartışmalı konulardan biridir. Ticari açıklık, ülkenin ticaret yaptığı lider ülkenin üretim tekniklerine adaptasyonu ile kişi başına düşen milli geliri arttırmaktadır (Miller ve Upadhyay, 2000, 400). Bununla birlikte, ticari açıklığın yarattığı karşılaştırmalı üstünlük, kaynakların verimli üretim alanlarında kullanılmasına neden olarak milli geliri arttırmaktadır (Manole ve Spatareanu, 2009, 1). Yazında bankacılık kesimi yurtiçi kredi hacmi ve ekonomik büyüme ilişkisi ise teorik ve ampirik olarak daha çok finansal gelişme ve büyüme ilişkisi olarak ele alınmaktadır. Finansal gelişme ile büyüme ilişkisinde teorik ve ampirik yazın, talep takipli ve arz öncüllü hipotezler, karşılıklı etkileşimin olduğu ve ilişkinin olmadığı yaklaşımları etrafında toplanmıştır. Bu yaklaşımlardan talep ve arz takipli hipotezler Patrick (1966) tarafından geliştirilmiştir.

Talep takipli hipoteze göre, ekonomik büyüme, finansal araçlara, finansal araçlara ve finansal hizmetlere olan talebi artırır ve böylelikle büyüme finansal gelişmeye neden olur. Arz öncüllü hipotezde, finansal sistemin gelişmesinin ekonomik büyümenin nedeni olduğu ileri sürülmektedir. Bu hipoteze göre, finansal araçların gelişmesi büyümenin öncüsü olan modern (yenilikçi) sektörlerin finansal araçlar tarafından sunulan hizmetlere olan talebini artırarak ekonomik büyümeye neden olmaktadır (Patrick, 1966, 174-176). Karşılıklı etkileşim yaklaşımında ise, finansal gelişme ve büyüme arasında tek yönlü nedensellik ilişkisinden ziyade çift yönlü etkileşim söz konusudur. Kalkınma iktisatçısı Arthur Lewis (1955) tarafından ileri sürülen söz konusu yaklaşıma göre, finansal piyasalar ekonomik büyümenin sonucu olarak gelişmekte ve daha sonra finansal gelişme de reel ekonominin büyümesinde teşvik edici bir unsur olmaktadır. Bu yaklaşımda, ekonomik büyüme finansal hizmetlere olan talebi artırarak finansal gelişmeye neden olmakta, finansal gelişmede reel sektörün ihtiyaç duyduğu kaynakları transfer ederek ekonomik büyümeyi sağlamaktadır (Türedi ve Berber, 2010, 302). Finansal gelişme ve büyüme arasında ilişkinin olmadığına yönelik yaklaşım da Lucas (1988) tarafından ileri sürülmüştür. Lucas'a göre, ekonomik büyümenin kaynağı fiziksel ve beşeri sermayeye bağlıdır ve dolayısıyla da finansal gelişme ekonomik büyümeyi etkilememektedir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'de 1989:Q1-2014:Q4 dönemini kapsayan üçer aylık verilerle ticari açıklık, kredi hacmi ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişki ve ilişkinin yönünü öngörmektir. Çalışmanın ilgili yazında yer alan diğer çalışmalardan farkı ve dolayısıyla da ampirik yazına sunduğu katkı, Türkiye'de inceleme döneminde yaşanan içsel ve dışsal krizler nedeniyle ortaya çıkan yapısal değişimlerin dikkate alınarak söz konusu değişkenler arasındaki ilişkinin analiz edilmesidir. Çalışmada söz konusu değişkenler arasındaki ilişki analiz edilirken, Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi,

Toda-Yamamoto nedensellik analizi ve Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Eşbütünleşme katsayıları ise dinamik en küçük kareler yöntemi (DEKK) ile tahmin edilmiştir. Çalışmanın bundan sonraki ikinci bölümünde; ülkemizdeki kredi hacmi ve büyüme ilişkisi üçüncü bölümünde; yazında yer alan teorik ve ampirik çalışmalar, dördüncü bölümde; ekonometrik yöntem ve ampirik bulgular ve son bölümünde de sonuç yer almaktadır.

2. Türkiye’de Kredi Hacmi ve Büyüme İlişkisi

Türkiye’ de 1980 yılının başında yaşanan dış ticarete açılma ve finansal liberalizasyon politikalarıyla finansal piyasalarda önemli değişiklikler yaşanmıştır. 1989’da uluslararası sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesine yönelik düzenlemeler yapılarak finansal serbestleşme sürecine geçilmiştir. Türkiye’de 2001’de yaşanan likidite krizi sonrasında ise kurlar dalgalanmaya bırakılmış ve Uluslararası Para Fonu (International Monetary Found: IMF) kurumunun desteğiyle Mayıs 2001’de güçlü ekonomiye geçilmiş ve böylelikle bankacılık kesimi yeniden yapılandırılmıştır. Tablo 1’den de görüldüğü üzere, 2002 yılından itibaren hem bankacılık kesiminin yeniden yapılandırılması hem de iç talepteki artış ve kredi faizlerindeki düşüş bankacılık kesimi yurtiçi kredi hacminin artmasına neden olmuştur. Bu gelişmeler, ekonomik büyüme rakamlarını olumlu etkilemiş ve 2002-2007 dönemleri arasında ortalama yıllık %6,8 oranında bir büyüme hızına ulaşılmıştır (T.C. Maliye Bakanlığı Yıllık Ekonomik Rapor, 2008, 7).

Tablo 1: Bankacılık Kesimi Yurtiçi Kredi Hacmi ve Büyüme İlişkisi (%)

Yıllar	Reel GSYİH Büyüme Oranı	Bankacılık Kesimi Yurtiçi Kredi Hacmi Artış Hızı
2000	6,8	64,9
2001	-5,7	26
2002	6,2	1,4
2003	5,3	47,5
2004	9,4	54,3
2005	8,4	59,8
2006	6,9	40
2007	4,7	28,5
2008	0,7	23,5
2009	-4,8	12,3
2010	9,2	42,9
2011	8,8	32,4
2012	2,1	19,3
2013	4,2	33,8
2014	2,9	17,7

Kaynak: TCMB, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)

2008 yılında ise küresel krizin etkisiyle dış ve iç talepte daralma yaşanmış ve fon maliyetlerinin artışı bankacılık kesiminin kredi olanaklarını azaltmıştır. Bu dönemde iç talebi canlandırmak için, hükümet; özel tüketim vergilerinde indirimine gitmiş, kamu harcamaları ve sosyal yardımları arttırmış, TCMB’de faiz indirimine

gitmiş ve böylelikle gerek özel sektör gerekse de tüketici kredilerinde bir artış yaşanmıştır. Krizin ekonomi üzerindeki olumsuz etkilerini ortadan kaldırmak amacıyla uygulanan genişletici maliye ve para politikalarının etkisi ile 2010 yılında bankacılık sektörünün yurtiçi kredi hacmi %42,9 oranında artmış, ekonomide %9,2 oranında yüksek bir büyüme oranı yaşanmıştır. Ancak bu süreç, cari işlemler açığına ve finansal istikrara ilişkin kaygıları arttırmıştır. Bu nedenle 2011 yılında TCMB zorunlu karşılık oranlarını önemli ölçüde arttırarak kredilerdeki artış hızını yavaşlatmıştır (TCMB, Yıllık Rapor, 2011, 43). 2012 yılında da TCMB sıkı para politikası uygulamasına devam etmiş ve kredi artış hızı 2011 yılında %32,4'e 2012'de %19,3'e düşmüştür (TCMB, Yıllık Rapor, 2012, 36). Nitekim yurtiçi kredi hacmi artış hızının düşmesi büyüme oranını düşürerek %2,2 oranında gerçekleşmesine neden olmuştur. 2013 yılında TCMB iç talebin düştüğü gerekçesiyle genişletici para politikası uygulamış ve kredi hacmi %33,8'e, ekonomik büyüme ise %4,2'ye yükselmiştir (TCMB, Yıllık Rapor, 2013, 36). 2014 yılına gelindiğinde TCMB enflasyon oranlarının yükselmesi nedeni ile sıkı para politikası uygulamıştır. Sıkı para politikası uygulamasıyla, kredi hacmi artış hızı %17,7 seviyesine gerilemiş ve büyüme iç talepteki daralmaya bağlı olarak düşmüş ve %2,9 oranında gerçekleşmiştir (TCMB, Yıllık Rapor, 2014, 35).

3. Yazın Taraması

3.1. Finansal Gelişme ve Büyüme İlişkisi

Finansal gelişme ve büyüme ilişkisi, ilk olarak Bagehot (1873) ve Schumpeter (1912) tarafından yapılan çalışmalarda incelenmiştir. Schumpeter (1912) çalışmasında, işlevlerini iyi yerine getiren bankaların teknolojik gelişme için fon yaratarak yatırımcıları destekleyeceğini ve bu durumun yenilikçi sektörlerin üretimini ve toplam üretimi arttıracaklarını belirtmiştir. Robinson (1952) ise Schumpeter (1912)'in görüşüne karşıt olarak "girişimcilerin faaliyetleri ile büyümenin gerçekleştiğini, büyümenin de finansal sektörü takip ettiği" görüşünü ileri sürmüştür. Bu görüşe göre, ekonomik büyüme finansal düzenlemelere yönelik talebi arttırarak finansal sektörün gelişimini sağlamaktadır (Levine, 1997, 688). Yabancı yazında Schumpeter (1912)'i ve Robinson (1952)'u takiben çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalardan, Gurley ve Shaw (1955, 1967), finans sektörünün gelişmesi ve dolayısıyla da sektörün hizmetlerinin yaygınlaşması, yatırımcılar ve tasarruf sahipleri arasındaki fon akımlarını arttırdığını ileri sürmüşlerdir. Ayrıca yazarlar, ülkelerin gelir ve refah seviyelerinin artmasının finansal piyasaların, varlıkların, kurumların gelişmesine bağlı olduğunu belirtmişlerdir.

Goldsmith (1969), 35 ülkenin verileriyle yaptığı çalışmasında, finansal gelişmişliği temsilen, yurtiçi krediler/gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYİH) değişkenini almış finansal aracılık hizmetlerindeki gelişmenin sermayenin verimliliğini arttırarak ekonomik büyümeyi pozitif etkilediği sonucuna ulaşmıştır. McKinnon

(1973) ve Shaw (1973), finansal gelişme göstergesinin geniş tanımlı para arzı (M2)/GSYİH olduğunu ileri sürmüşler ve finansal gelişme göstergesinin düşük olduğu ülkelerde tasarrufların düşük seviyelerde gerçekleştiğini ve bu durumun yatırımların düşmesine neden olarak ekonomik büyümeyi azalttığını ifade etmişlerdir. Bencivenga ve Smith (1991), iyi işleyen finansal kurumların kaynak dağılımını etkili bir şekilde dağıttığını ve böylece yatırımcıların ihtiyaç duyduğu fonları temin ederek ekonomik büyümeyi olumlu etkilediğini belirtmişlerdir. King ve Levine (1993), 80 ülke için yaptıkları çalışmada, finansal gelişmeyi temsilen; M3/GSYİH veya M2/GSYİH, finansal sistemdeki likit varlıklar/GSYİH, banka kredileri/banka kredileri+Merkez Bankası yerel varlıkları, özel sektör kredileri/GSYİH değişkenlerini kullanmışlardır. Yazarlar, finansal gelişmeyi temsil eden bu değişkenlerin yanında, reel GSYİH büyümesi, fiziksel sermaye birikimi, brüt yatırımlar/GSYİH değişkenlerini almışlar ve finansal gelişme ile diğer değişkenler arasında pozitif ve güçlü bir ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır. Bencivenga, Smith ve Star (1995), finansal kurumların, finansal varlıkları çeşitlendirerek tasarrufların artmasına yol açtığını ve teknolojik gelişmelerin finansal piyasadaki transfer maliyetlerini azalttığını belirtmişlerdir. Bu durumun da tasarrufların bileşimine bağlı olarak büyümeyi arttırabileceğini veya azaltabileceğini ileri sürmüşlerdir.

Jayaratan ve Strahan (1996), 50 ABD eyaleti için reel kişisel gelir büyümesi değişkenini ve bankacılık sektörüne ait değişkenleri kullanarak en küçük kareler (EKK) ve ağırlıklı en küçük kareler yöntemleri yardımıyla yaptıkları çalışmalarında, banka kredilerinin kalitesindeki artışın ekonomik büyümeyi hızlandırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Demetriades ve Hussein (1996), 16 az gelişmiş ülke için reel GSYİH değişkeni ve finansal gelişmeyi temsil eden değişkenler (banka mevduatları/GSYİH, özel sektör kredileri/GSYİH) arasındaki ilişkiyi Engle-Granger eşbütünleşme ve vektör hata düzeltme modeli (VECM) yöntemleri ile incelemişlerdir. Analiz sonuçları, çoğu ülkede büyüme ile finansal gelişme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Levine (1997), 70 ülke için King ve Levine (1993)'in çalışmalarında kullandıkları değişkenlere ait verilerle yatay kesit analiz yöntemi yardımıyla yaptıkları çalışmada, finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi, fiziksel sermaye birikimi ve verimlilik artışı kanalıyla arttırdığı sonucuna ulaşmıştır. Rousseau ve Watchel (1998), ABD, İngiltere, Kanada, Norveç ve İsveç için yaptıkları çalışmalarında VECM sonuçları, finansal aracılık göstergelerinin milli gelirin nedeni olduğunu ve milli gelirin finansal derinleşmedeki artışa pozitif yönde tepki verdiğini göstermiştir. Luintel ve Khan (1999), çalışmalarında, finansal gelişme ölçütü olarak bankaların toplam mevduatı/GSYİH'nin ilk gecikmesi oranını kullanmış ve finansal ve reel sektör arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulgularını elde etmişlerdir. Suudi Arabistan, Türkiye ve Birleşik Arap Emirlikleri için finansal gelişme göstergesi olarak, dar tanımlı para arzını (M1) kullanarak yaptığı çalışmada Darrat (1999), nedensellik testi sonuçlarına göre, arz öncüllü hipotezi destekleyecek sonuçlara ulaşmıştır.

Beck vd. (2000), 63 ülke ekonomisi için yatay kesit ve dinamik panel teknikleriyle yaptıkları çalışmalarında, finansal gelişmişlik göstergesini temsilen özel sektör kredileri/GSYİH değişkenini almışlar ve finansal araçlar ile büyüme ve toplam faktör verimliliği arasında güçlü ve pozitif bir ilişki bulmuşlardır. Levine vd. (2000), gelişme-büyüme ilişkisini 74 ülke için enstrümantal değişken prosedürü ve dinamik panel tekniği yöntemiyle incelemişler ve finansal araçlardaki gelişmenin büyümeyi pozitif etkilediğini bulgulamışlardır. Arestis vd. (2001), Almanya, ABD, İngiltere, Japonya ve Fransa için gelişme-büyüme ilişkisini inceleyen çalışmalarında, borsa kapitalizasyon oranı, hisse senedi değeri/GSYİH, yurtiçi banka kredileri/GSYİH ve hisse senedi piyasa oynaklığı değişkenlerini kullanmışlardır. Eşbütünleşme ve nedensellik testi sonuçları, bankalardaki ve sermaye piyasalarındaki gelişmenin büyümeyi hızlandırdığını ve fakat bankaların büyüme üzerinde daha etkin bir rol oynadığını göstermiştir. 30 gelişmekte olan ülke için iki finansal gelişmişlik ölçütü (M1/GSYİH ve M2/GSYİH) değişkenlerini kullanan Yousif (2002), Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, gelişme ile büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını tespit etmiştir.

Bhattacharya ve Sivasubramanian (2003), Hindistan için finansal gelişmişlik ölçütü olarak M3 değişkenini ve VECM yöntemini kullanarak yaptıkları çalışmalarında, arz öncüllü hipotezi destekleyen sonuçlara ulaşmışlardır. Christopoulos ve Tsionas (2004), 10 gelişmekte olan ülke için finansal derinlik ölçütü olarak toplam banka mevduatları/GSYİH değişkenini kullanmışlardır. Panel veri analizi sonuçlarına göre, uzun dönemde finansal gelişmeden büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Changa ve Caudill (2005), Tayvan için yaptıkları çalışmalarında VECM yöntemi sonuçlarına göre, arz öncüllü hipotezi destekleyecek şekilde finansal gelişmeden reel ihracata, reel ihracattan büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını tespit etmişlerdir. Shan ve Jianhong (2006), Çin için finansal gelişmişliği temsilen toplam kredi değişkenini kullanmış ve VAR analizi sonuçlarında gelişme ile büyüme arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını bulmuşlardır. Ang ve McKibbin (2007), Malezya için gelişme ile büyüme ilişkisini Johansen eşbütünleşme ve VECM analizleri ile incelemişlerdir. Çalışmalarında finansal gelişmişlik ölçütü değişkenleri (M3/GSYİH, ticari banka varlıkları+Merkez Bankası varlıkları/GSYİH, özel sektör kredileri/GSYİH) ile kişi başına reel GSYİH ve reel faiz oranı değişkenlerini almışlar ve talep yönlü hipotezi destekleyen sonuçlar elde etmişlerdir. 6 Ortadoğu ve Kuzey Afrika ülkeleri için Toda-Yamamoto nedensellik testini kullanarak yaptıkları çalışmada Abu-Bader ve Abu-Qarn (2008), finansal gelişmişlik göstergeleri olarak; M2Y/GSYİH, M2+nakit değeri/GSYİH, özel sektör kredileri/GSYİH almışlar ve İsrail hariç bütün ülkelerde, arz öncüllü hipotezi destekleyen bir sonuca ulaşmışlardır. İsrail için ise talep takipli hipotezi destekleyen bulguya ulaşmışlardır.

1993-2008 dönemi kapsamında Hindistan için dış ticaret, büyüme ve gelişme ilişkisini VAR analizi ile inceleyen Pradhan (2010), finansal gelişmişlik göstergesi olarak hisse senetlerinin toplam piyasa değerini, geniş tanımlı para arzını ve banka kredilerini almıştır. Granger nedensellik testi sonuçları, para arzı ile büyüme, banka kredileri ile büyüme, para arzı ile dış ticaret ve hisse senetlerinin piyasa değeri ile dış ticaret değişkenleri arasında çift yönlü nedenselliğin varlığını göstermiştir. Hassan vd. (2011), gelir düzeyine göre sınıflandırılmış ülke grupları için finansal gelişmişliği temsilen M3/GSYİH ve özel sektöre verilen krediler/GSYİH değişkenlerini kullanarak yaptıkları panel veri analizinde, gelişmekte olan ülkelerde gelişme ve büyüme arasında pozitif bir ilişki bulmuştur. Ayrıca yazarlar, çoğu bölgede finansal gelişme ile büyüme arasında iki yönlü nedensellik, gelir düzeyi düşük iki ülkede ise büyümeden finansal gelişmeye doğru olan tek yönlü nedensellik ilişkisine ulaşmışlardır. 15 Ortadoğu ve Kuzey Afrika ülkeleri için iki değişken arasındaki ilişkiyi panel veri analizi-Bootstrap Granger nedensellik testi yöntemiyle inceleyen Kar vd. (2011), finansal gelişme göstergesi olarak; dar tanımlı para arzı/gelir, para benzeri varlıklar/gelir, M2/gelir, banka mevduatları/gelir, özel sektör kredileri/gelir, yurtiçi krediler/gelir kullanmıştır. Yazarlar, gelişme-büyüme ilişkisinin finansal gelişmenin ölçütü olarak kullanılan göstergelere duyarlı olduğunu ve hem talep takipli hem de arz öncüllü hipotezin geçerli olduğunu belirlemişlerdir.

Türkiye ekonomisi için de söz konusu iki değişken arasındaki ilişki çok sayıda araştırmacı tarafından ampirik olarak incelenmiştir. Kar ve Pentecost (2000), çalışmalarında, finansal gelişmişlik göstergesi olarak bazı değişkenleri (M2Y/GSYİH, banka mevduatları/GSYİH, özel sektör kredileri/GSYİH, özel sektör kredileri/yurtiçi krediler) almış ve iki değişken arasındaki nedenselliğin yönünün finansal gelişmenin göstergesi olarak seçilen değişkenlere duyarlı olduğu sonucunu bulmuşlardır. Atamtürk (2004), M2Y/GSMH (finansal derinlik göstergesi) ve reel GSMH arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi yardımıyla araştırmış ve arz öncüllü hipotezi destekleyen bir sonuca ulaşmıştır. Finansal gelişme göstergeleri (özel sektör kredi hacmi/GSYİH, M2Y/GSYİH) ve reel GSYİH ilişkisini Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi ile inceleyen Aslan ve Korap (2006), arz öncüllü hipotezi destekleyen bulgulara ulaşmışlardır. Aslan ve Küçükaksoy (2006) özel sektör kredi hacmi ile reel GSYİH arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile incelemiş ve arz öncüllü hipotezi destekleyen sonuçlar elde etmişlerdir. Altunç (2008), finansal gelişmişlik göstergeleri (M2/GSYİH, özel kesim kredileri/GSYİH, toplam finansal varlıklar/GSYİH, menkul kıymetler/GSYİH) ile kişi başına düşen GSYİH artış hızı arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve VECM yöntemleriyle analiz etmişlerdir. Analiz sonuçları, nedenselliğin yönünün seçilen finansal gelişmişlik göstergelerine bağlı olarak değiştiğini göstermiştir. Finansal gelişmişlik göstergesi olarak; M2 para arzının alınması durumunda arz öncüllü hipotezi, özel sektör kredilerinin alınması durumunda ise her iki hipotezi destekleyen bulgular elde edilmiştir.

Ceylan ve Durkaya (2010), reel GSYİH ve özel bankaların yurtiçine verdiği toplam kredi bileşeni (ticari ve bireysel krediler, küçük esnaf kredileri ve konut kredileri) değişkenini alarak yaptıkları çalışmada VECM sonuçları, büyümeden kredilere doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Soytaş ve Küçükkaya (2011), reel GSYİH değişkeni ve finansal gelişmişlik göstergelerinden bazı değişkenleri (M2/GSYİH, yurtiçi krediler/GSYİH, özel banka varlıkları/özel banka varlıkları+Merkez Bankası varlıkları, banka mevduat parası/yurtiçi krediler, tahvil ve bono piyasası işlem miktarı/GSYİH, hisse senetlerinin toplam piyasa değeri/GSYİH) alarak VAR analizi ile yaptıkları çalışmalarında, gelişme ve büyüme arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını tespit etmişlerdir. Mercan (2013), reel GSYİH ve bankacılık sektörü yurtiçi kredi hacmi ilişkisini sınır testi ile incelemiş ve uzun dönemli analizde değişkenler arasında eşbütünleşme ve çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Mevduat bankaları yurtiçi kredi hacmi ve GSYİH arasındaki ilişkiyi Gregory-Hansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi ile inceleyen Tuna ve Bektaş (2013), uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin ve nedensellik ilişkisinin olmadığını belirlemişlerdir.

3.2. Finansal Gelişme, Ticari Açıklık ve Büyüme İlişkisi

2000'li yıllarda ekonomistler finansal gelişme ile büyüme ve ticari açıklık ile büyüme arasındaki ikili ilişkiyi incelemekten ziyade finansal gelişme, ticari açıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi analiz eden çalışmalara yönelmişlerdir. Shan ve Morris (2002), 19 OECD ülkesi ve Çin için yaptıkları çalışmalarında reel GSYİH, toplam krediler/GSYİH (finansal gelişmişlik değişkeni), verimlilik, brüt yatırımlar/GSYİH, toplam ticaret/ GSYİH, tüketici fiyat endeksi, faiz oranı, borsa endeksi değişkenlerini almışlar ve Toda-Yamamoto nedensellik analizini kullanmışlardır. Yazarlar analiz sonuçlarına göre, finansal gelişmenin doğrudan veya dolaylı olarak ekonomik büyümeye neden olduğunu tespit etmişlerdir. Dritsakis ve Adamopoulos (2004), GSYİH, M2/GSYİH (finansal gelişme göstergesi), ihracat+ithalat/GSYİH (ticari açıklık göstergesi) değişkenleri arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve VECM yöntemleri ile incelemişlerdir. Nedensellik analiz sonuçları, finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında ve ticari açıklık ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını göstermiştir. Üç finansal gelişme göstergesini (ticari banka varlıkları/ticari banka varlıkları+Merkez Bankası varlıkları, likit varlıklar/GSYİH, özel sektöre verilen krediler/GSYİH) kullanarak temel bileşenler analizi ile finansal derinleşme endeksi geliştiren Gries vd. (2009) Hsiao-Granger yöntemi yardımıyla yaptıkları çalışmada, çoğu örneklerde gelişme ve büyüme arasında güçlü bir ilişkinin, bazı örneklerde ise finansal gelişme ile ticari açıklık ve ticari açıklık ile büyüme arasında güçlü bir ilişki olduğunu göstermiştir.

GSYİH, ihracat+ithalat/GSYİH (ticari açıklık) ve M2/GSYİH değişkenleri arasındaki ilişkiyi sınır testi yöntemini kullanarak Pakistan için analiz eden Atif

vd. (2010), hem kısa hem de uzun dönemde gelişme, ticari açıklık ve büyüme arasında ilişki olduğunu belirlemişlerdir. Gries vd. (2011), 13 Latin Amerika ve Karayipler için VECM yöntemiyle yaptıkları çalışmalarında, finansal derinlik göstergesini, temel bileşenler analizi yardımıyla dört finansal gelişme göstergesini (ticari banka varlıkları/ticari banka varlıkları+Merkez Bankası varlıkları oranı, özel sektöre verilen yurtiçi krediler/GSYİH oranı, likit varlıklar/GSYİH oranı, banka mevduatları/GSYİH oranı) kullanarak elde etmişlerdir. Yazarlar analiz sonuçlarına göre, finansal gelişmenin ticari açıklık yoluyla büyümeye etki ettiğine yönelik bir ilişkiye rastlayamamışlar ve fakat gelişme ile büyüme arasında iki yönlü güçlü bir nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. M2/GSYİH, ihracat+ithalat/GSYİH ve Cobb-Douglas üretim fonksiyonunda yer alan değişkenler arasındaki ilişkiyi Cezayir için sınır testiyle inceleyen Lacheheb vd. (2013), ticari açıklığın ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı, finansal gelişmenin büyüme üzerindeki etkisinin pozitif ve fakat anlamsız olduğu sonuçlarına ulaşmışlardır. Menyah vd. (2014), 21 Afrika ülkesi için reel kişi başına düşen GSYİH, ihracat+ithalat/GSYİH ve finansal gelişmişlik endeksi değişkenleri arasındaki ilişkiyi panel bootstrapt Granger nedensellik testi ile incelemişlerdir. Yazarlar, finansal gelişmişlik endeksini temel bileşenler analizi yardımıyla elde ederken, M2/GSYİH, M3/GSYİH, yurtiçi krediler/GSYİH ve özel sektör yurtiçi kredileri/GSYİH değişkenlerini kullanmışlardır. Analiz sonuçları, finansal gelişme ve ticari açıklığın büyüme üzerinde pozitif, ancak güçlü bir etkisinin olmadığını göstermiştir.

Ticari açıklık, finansal gelişme ve büyüme ilişkisini Türkiye ekonomisi için inceleyen çalışmalar da son yıllarda yapılmıştır. Yücel (2009), söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi yardımıyla araştırmıştır. Çalışmasında, M2Y/GSYİH (finansal gelişme göstergesi) ve ihracat+ithalat/GSYİH (ticari açıklık göstergesi) değişkenlerini kullanmıştır. Johansen testi sonuçları, büyüme üzerinde ticari açıklığın pozitif, finansal gelişmenin ise negatif etkisi olduğunu, Granger testi sonuçları ise üç değişken arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermiştir. Reel GSYİH, ihracat+ithalat toplamı/GSYİH (ticari açıklık göstergesi), reel faiz oranı, M2/GSYİH (finansal gelişmişlik göstergesi) değişkenleri arasındaki ilişkiyi sınır testi yöntemiyle inceleyen Altıntaş ve Ayrıçay (2010), değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğuna yönelik sonuca ulaşmışlardır. Özel sektöre verilen krediler/GSYİH değişkeni ve ihracat+ithalat toplamı/GSYİH (ticari açıklık), reel kişi başına düşen GSYİH değişkenleri ile yaptıkları çalışmada Türedi ve Berber (2010), nedensellik testi sonuçlarına göre, finansal kalkınmadan büyümeye doğru olan tek yönlü, ticari açıklık ile büyüme arasında ise çift yönlü bir nedensellik ilişkisini tespit etmişlerdir.

Mercan ve Peker (2013), GSYİH, ihracat ve ithalat toplamı, finansal gelişme göstergeleri (M2Y, özel sektöre verilen krediler) ve devlet iç borçlanma faizi değişkenleri arasındaki ilişkiyi gecikmesi dağıtılmış (ARDL) eşbütünleşme testi

incelemişlerdir. Analiz sonuçlarına göre, finansal gelişme ile ticari açıklığın büyüme üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkisi olduğunu tespit etmişlerdir. Kar vd. (2014), finansal gelişme endeksi, ihracat+ithalat/GSYİH ve reel GSYİH değişkenleri arasındaki ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik testleri yardımıyla analiz etmişlerdir. Çalışmalarında, finansal gelişmişlik endeksini, finansal gelişmişlik göstergelerinden bazılarını (M2Y/gelir, yurtiçi krediler/gelir, özel sektör kredileri/gelir, borsa endeksi/gelir) kullanarak temel bileşenler analiziyle elde etmişlerdir. Yazarlar, nedensellik testlerine göre, büyüme ile ticari açıklık arasında tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğuna, büyümenin finansal gelişmenin nedeni olduğuna, finansal gelişmenin de ticari açıklığa yol açtığına yönelik bulgulara ulaşmışlardır.

4. Ekonometrik Yöntem ve Ampirik Bulgular

4.1. Model ve Veri Seti

Ticari açıklık, kredi hacmi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler, Türkiye için analiz edilirken 1989:Q1-2014:Q4 dönemini kapsayan üçer aylık veriler kullanılmış ve aşağıda yer alan model temel alınmıştır.

$$\ln rgdpsa_t = \beta_0 + \beta_1 \ln khsa_t + \beta_2 \ln tosa_t + \beta_3 \ln rir_t + u_t \quad (1)$$

Model 1’de, rgd , reel GSYİH¹, kh , finansal gelişmişlik ölçütü olarak kullanılan bankacılık sektörü yurtiçi kredi hacminin nominal GSYİH oranını², to ticari açıklık göstergesini ve rir reel faiz oranını³ temsil etmektedir. Reel GSYİH değişkeni, nominal GSYİH değişkeninin GSYİH deflatörüne (2010=100) oranlanmasıyla, ticari açıklık göstergesi⁴ değişkeni ihracat (X) ve ithalat (M) toplamının nominal dolar kuru ile çarpılmasıyla elde edilen TL cinsindeki değerlerin nominal GSYİH oranlanmasıyla elde edilmiştir. Faiz oranı değişkeni olarak mevduat faiz oranları alınmış ve tüketici fiyat endeksi (TÜFE) kullanılarak $[(1+i)/(1+\pi)-1]$ formülü ile reel hale getirilmiştir. Analizde kullanılan nominal GSYİH, GSYİH deflatörü, TÜFE, mevduat faiz oranı, ihracat, ithalat ve nominal dolar kuru verileri International Financial Statistics (IFS)’den, bankacılık sektörü yurtiçi kredi hacmi verisi de Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)’nden alınmıştır. Çalışmada kullanılan rgd , kh ve to değişkenleri mevsimsel dalgalanmalar gösterdiği için söz konusu değişkenler Tramo/Seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Mevsimsellikten arındırılmış değişkenlerin sonuna “sa” eki eklenmiştir. Analize konu olan serileri üssel artışlardan aritmetik artışlara dönüştürmek amacıyla da serilerin doğal logaritması alınmıştır.

Türkiye ekonomisi için ekonomik büyüme, kredi hacmi ve ticari açıklık arasındaki ilişki analiz edilirken Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testi, Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve dinamik en küçük kareler yöntemi (DEKK) kullanılmıştır.

Toda-Yamamoto nedensellik test ve DEKK yöntemi analizlerinde Eviews 8, Carrion-i-Silvestre birim kök ve Maki eşbütünleşme testleri analizlerinde ise Gauss-10.0 programı kullanılmıştır.

4.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Zaman serileri analiziyle yapılan çalışmalarda, anlamlı sonuçlar elde edebilmek için serilerin durağan olması gerekir. Durağan bir zaman serisinin ortalaması, varyansı ve ortak varyansı (çeşitli gecikmelerdeki) zaman içerisinde değişmemektedir (Gujarati, 1999, 713). Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileri ile yapılan çalışmalarda yüksek R^2 ve anlamlı t istatistik değeri bulunmasına rağmen parametre tahminlerinin ekonomik olarak anlamsız olduğunu, diğer bir ifadeyle sahte regresyonların ortaya çıkacağını göstermiştir. Dolayısıyla da zaman serileri analizi ile yapılan çalışmalarda sahte regresyonlardan kaçınmak için serilerin durağanlığının sınanması gerekmektedir.

Zaman serilerinin durağanlığını araştırmak amacıyla literatürde en çok kullanılan birim kök testleri, çoğaltılmış Dickey-Fuller (ADF) (1981) ve Phillips-Perron (PP) (1988) birim kök testleridir. Ayrıca, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) (KPSS), Dickey-Fuller Genelleştirilmiş En Küçük Kareler [DF-GLS (ERS)] (1996), Ng-Perron (2001) (NP) birim kök testleriyle de serilerin durağanlığı sınanmaktadır.

Makroekonomik zaman serileriyle yapılan çalışmalarda yapısal kırılmaların varlığında, yapısal değişimleri içermeyen ADF, PP, KPSS, DF-GLS(ERS) ve Ng-Perron birim kök test sonuçlarının güvenilirliği azalmaktadır. Yapısal kırılmalı birim kök testleri, kırılma zamanının dışsal belirlendiği Perron (1989), kırılma zamanının içsel belirlendiği Zivot-Andrews (1992) (ZA), Perron (1997), Lumsdaine-Papell (1997) (LP), Lee-Strazicich (LS) (2003), LS (2004) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testleridir. Bu testlerden; Perron (1997), ZA ve LS (2004) testleri tek yapısal kırılmaya, LP ve LS (2003) testleri iki yapısal kırılmaya izin vermektedir. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) tarafından geliştirilen Carrion-i-Silvestre (CS) birim kök testi ise incelenen seride beş tane yapısal kırılmaya izin vermektedir. CS birim kök testinde, yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (2003) algoritması kullanılarak, quasi-GLS (Generalized Least Squares: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler) yöntemi yardımıyla dinamik programlama yaklaşımıyla ve hata kareler toplamının minimizasyonu ile belirlenmektedir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009). Bu testte kullanılan stokastik veri üretme süreci aşağıda yer almaktadır:

$$y_t = d_t + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (3)$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), bu süreçte elde edilen serilerdeki birim kökün varlığını test edebilmek amacıyla beş tane test istatistiğini çoklu yapısal kırılma için geliştirmişlerdir. Bu test istatistikleri P_T ; Perron ve Rodriguez (2003) tarafından geliştirilen olası optimal nokta test istatistiği, MP_T ; Ng ve Perron (2001) izlenerek geliştirilen modifiye edilmiş olası optimal nokta test istatistiği, Ng ve Perron (2001) ile Perron ve Rodriguez (2003) tarafından geliştirilen ve çoklu yapısal kırılmaya izin veren M-sınıfı test istatistikleri olarak adlandırılan MZ_α , MSB ve MZ_T test istatistikleridir. Testin hipotezleri:

H_0 = Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır.

H_1 = Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur.

şeklinde olup, hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğunda, H_0 reddedilmekte, diğer bir ifadeyle incelenen serinin durağan olduğu kabul edilmektedir. Bu çalışmada, serilerin durağanlığı CS birim kök testi ile incelenmiş ve test sonuçları Tablo 2’ de verilmiştir.

Tablo 2: CS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	P_T	MP_T	MZ_α	MSB	MZ_T	KırılmaTarihleri
lnrgdpsa	16.00 (9.24)	14.94 (9.24)	-29.56 (-47.14)	0.129 (0.10)	-3.84 (-4.83)	1994:Q1,1998:Q1,2001:Q4, 2004:Q4,2008:Q1
lnkhsa	27.65 (8.90)	23.07 (8.90)	-17.96 (-46.31)	0.166 (0.10)	-2.98 (-4.78)	1991:Q1,1995:Q1,1997:Q4, 2001:Q3,2005:Q3
Intosa	11.19 (9.33)	10.90 (9.33)	-41.50 (-47.60)	0.10 (0.10)	-4.54 (-4.85)	1993:Q1,1997:Q4,2000:Q4, 2006:Q1,2008:Q3
lnrir	19.92 (9.22)	18.63 (9.22)	-24.03 (-47.81)	0.14 (0.10)	-3.46 (-4.87)	1991:Q1,1994:Q2,1999:Q2, 2004:Q1,2008:Q4
Δ lnrgdpsa	5.48* (8.99)	4.89* (8.99)	-88.01* (-46.78)	0.07* (0.10)	-6.62* (-4.82)	-
Δ lnkhsa	6.55* (8.82)	6.20* (8.82)	-61.51* (-43.85)	0.09* (0.10)	-5.54* (-4.63)	-
Δ Intosa	9.94* (9.4)	9.01* (9.40)	-49.85* (-47.26)	0.100* (0.102)	-4.99* (-4.84)	-
Δ lnrir	3.56* (9.34)	3.21* (9.34)	-135.74* (-46.74)	0.060* (0.10)	-8.23* (-4.79)	-

Açıklamalar: Δ simgesi ilk fark operatörünü,* simgesi %5 anlam düzeyinde incelenen serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Kritik değerler, parantez içinde gösterilmiş ve bootstrap yardımıyla 1000 yinlemeyle üretilmiştir. Yapısal kırılma tarihleri test tarafından belirlenmiştir. Serilerin orijinalindeki kırılmaları gösterebilmek için düzey değerleriyle yapılan test sonuçlarında kırılma tarihleri verilmiştir.

CS birim kök testi sonuçları, inceleme döneminde çalışmada yer alan bütün serilerin düzey değerlerinde hesaplanan test istatistikleri, kritik değerlerden büyük olduğu için, serilerin Tablo 2’de verilen kırılma tarihlerinde durağan olmadıklarını, birinci farkları alındığında ise durağan olduklarını $I(1)$, diğer bir deyişle birinci dereceden bütünleşik olduklarını göstermektedir.

4.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Çalışmada yer alan değişkenlerin durağanlık mertebelerinin CS birim kök testi ile belirlenmesinin ardından, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi Granger (1969) nedensellik testine dayanmaktadır. Granger nedensellik testinde durağan olmayan serileri durağanlaştırdıktan sonra seriler arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmaktadır. Toda-Yamamoto nedensellik analizi ise durağanlık mertebeleri farklı olan seriler için uygulanmakta ve serilerde bilgi kaybının olmaması için seriler düzey değerleriyle analize dahil edilmektedir. Dolayısıyla, Toda-Yamamoto nedensellik analizi ekonometri yazınında uzun dönem Granger nedensellik analizi olarak da adlandırılmaktadır.

Toda-Yamamoto testinin ilk aşamasında öncelikle kullanılan serilerin maksimum bütünleşme dereceleri (d) birim kök testleri yardımıyla tespit edilir. İkinci aşamasında, kısıtsız VAR modeli ile uygun gecikme uzunluğu (p) belirlenir. Testin daha sonraki aşamasında, seçilen gecikme uzunluğuna (p) en yüksek bütünleşme derecesine sahip değişkenin “maksimum bütünleşme derecesi” (d_{max}) ilave edilerek kısıtsız vektör otoregresyon (vector autoregression) (VAR) modeli VAR ($p+d_{max}$) tahmin edilir (Toda ve Yamamoto, 1995, 230). Tahmin edilen kısıtsız VAR ($p+d_{max}$) modelinin çalışmaya uyarlanmış hali aşağıda yer almaktadır.

$$\ln rgdpsa_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{2i} \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{3i} \ln khsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{4i} \ln tosa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{5i} \ln rir_{t-i} \quad (4)$$

$$\ln khsa_t = \beta_1 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{2i} \ln khsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{3i} \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{4i} \ln tosa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{5i} \ln rir_{t-i} \quad (5)$$

$$\ln tosa_t = \theta_1 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_{2i} \ln tosa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_{3i} \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_{4i} \ln khsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_{5i} \ln rir_{t-i} \quad (6)$$

$$\ln rir_t = \sigma_1 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \sigma_{2i} \ln rir_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \sigma_{3i} \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \sigma_{4i} \ln khsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \sigma_{5i} \ln tosa_{t-i} \quad (7)$$

Toda-Yamamoto testinin dördüncü aşamasında (4), (5), (6) ve (7) numaralı denklemler en küçük kareler yöntemiyle (EKK) tahmin edilir. Testin son aşamasında, söz konusu denklemlerde yer alan değişkenlerin (p) gecikmedeki katsayılarına kısıtlama konarak WALD (MWALD) sınaması uygulanır. Örneğin,

Denklem (4) için temel hipotez $H_0: \alpha_{3i} = 0$ biçiminde tanımlanmakta ve temel hipotezin kabul edilmesi durumunda kredi hacmi değişkeninden reel GSYİH

değişkenine doğru Granger nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Ayrıca, Toda ve Yamamoto (1995) tahmin edilen VAR (p+d_{max}) modelinin, MWALD testinin asimtotik χ^2 dağılımına sahip olduğunu ifade etmişlerdir.

Bu çalışmada Toda-Yamamoto nedensellik testini uygulamak için öncelikle değişkenlerin düzey değerleriyle tahmin edilen kısıtsız VAR modeli yardımıyla uygun gecikme uzunluğu belirlenmiş ve sonuçlar Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3: Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme Uzunluğu	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	3.57e-05	1.111191	1.218039	1.154380
1	1058.050	4.45e-10	-10.18240	-9.648165*	-9.966456
2	45.89057*	3.67e-10*	-10.37655*	-9.414918	-9.987842*
3	23.29567	3.89e-10	-10.32389	-8.934864	-9.762420
4	19.11029	4.29e-10	-10.23245	-8.416042	-9.498231
5	23.07341	4.47e-10	-10.20677	-7.962962	-9.299785
6	9.983771	5.53e-10	-10.01405	-7.342854	-8.934309
7	18.02099	6.06e-10	-9.949687	-6.851100	-8.697187
8	19.42366	6.46e-10	-9.924666	-6.398687	-8.499407

Açıklamalar: Optimal gecikme değerleri (*) simgesiyle ifade edilmiştir. LR (sequential modified LR test statistic); ardışık modifiye edilmiş LR test istatistiği, FPE (final prediction error); son tahmin hata kriteri, AIC (Akaike information criterion); Akaike bilgi kriteri, SC (Schwarz information criterion); Schwarz bilgi kriteri, HQ (Hannan-Quin information criterion); Hannan-Quin bilgi kriteri.

Tablo 3’de FPE, AIC, HQ kriterlerinin 2 gecikmede minimum, LR kriterinin bu gecikmede maksimum değer verdiği, SC kriterinin ise 1 gecikme için minimum değer verdiği görülmektedir. Ortalama hata karesinin minimizasyonunu alan ve ileriye dönük tahminlemede kullanılan, FPE ve AIC kriterleri dikkate alınarak 2 gecikmeli VAR modeli tahmin edilmiştir. Seçilen gecikme uzunluğunda tahmin edilen VAR modelinin istikrarlı olup olmadığını tespit etmek amacıyla otokorelasyonunun varlığı LM testi ve değişen varyansın varlığı ise White testi ile araştırılmıştır.

Tablo 4: Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testi Sonuçları

LM Otokorelasyon Testi Sonuçları		
Gecikme Sayısı	LM-İstatistiği	Olasılık Değeri (p)
1	18.849	0.276
2	12.077	0.738
3	24.204	0.085
4	25.682	0.058
White Değişen Varyans Testi Sonuçları		
Gecikme Sayısı	χ^2 Test İstatistiği	Olasılık Değeri (p)
2	198.792	0.02

2 gecikmeli model için uygulanan otokorelasyon LM testi sonucunda %1 anlamlılık düzeyinde otokorelasyonun olmadığını ifade eden temel hipotez (H₀)

kabul edilmiş, White testi sonucunda ise %1 anlamlılık düzeyinde değişen varyansın olmadığını ifade eden temel hipotez (H_0) kabul edilmiştir (bkz. Tablo 4). 2 gecikme için kurulan modelde otokorelasyon ve değişen varyans olmadığı görülmüş ve böylelikle Tado-Yamamoto nedensellik analizi için en uygun gecikme uzunluğu (p) 2 olarak belirlenmiştir. Testin uygulanmasında, CS birim kök test sonuçlarına göre, çalışmada yer alan bütün değişkenler birinci dereceden bütünleşik [I(1)] oldukları için (bkz. Tablo 2) maximum bütünleşme derecesi ($d_{max}=1$) olarak alınmış ve $p+d_{max}=2+1$ gecikme için VAR(3) modeli tahmin edilmiştir. MWALD testi, (4), (5), (6), (7) numaralı denklemlerde $p=2$ gecikmeye uygulanmış ve sonuçlar Tablo 5’de sunulmuştur.

Tablo 5: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

H_0	χ^2 İstatistiği	Olasılık Değeri (p)	Karar
lnkhsa lngdpsa'nın nedeni değildir.	8.777	0.012**	Ret
lntosa lngdpsa'nın nedeni değildir.	1.391	0.498	Kabul
lnrir lngdpsa'nın nedeni değildir.	19.682	0.0001*	Ret
lngdpsa lngdpsa'nın nedeni değildir.	14.430	0.0000*	Ret
lntosa lnkhsa'nın nedeni değildir.	20.097	0.001*	Ret
lnrir lnkhsa'nın nedeni değildir.	2.560	0.277	Kabul
lngdpsa lntosa'nın nedeni değildir.	2.521	0.283	Kabul
lnkhsa lntosa'nın nedeni değildir.	0.014	0.992	Kabul
lnrir lntosa'nın nedeni değildir.	1.494	0.473	Kabul
lngdpsa lnrir'nin nedeni değildir.	8.259	0.016**	Ret
lnkhsa lnrir'nin nedeni değildir.	6.022	0.049**	Ret
lntosa lnrir'nin nedeni değildir.	0.367	0.831	Kabul

Açıklamalar: * ve ** sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde temel hipotezin reddedildiğini ifade etmektedir

Öte yandan Toda-Yamamoto nedensellik testinde tahmin edilen denklemlerde otokorelasyonun varlığı Breusch-Godfrey (BG) otokorelasyon testi ve değişen varyansın varlığı ise Breusch-Pagan-Godfrey (BPG) değişen varyans testi ile araştırılmıştır.

Tablo 6: BG Otokorelasyon ve BPG Değişen Varyans Testi Sonuçları

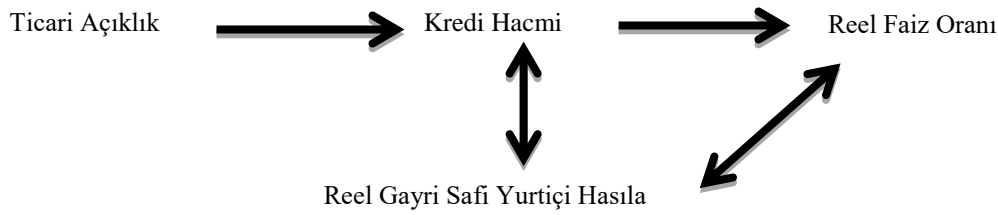
Denklemler	Breusch-Godfrey Test İstatistiği	Breusch-Pagan-Godfrey Test İstatistiği
4	4.029 (0.258)	18.814 (0.093)
5	1.814 (0.611)	14.479 (0.271)
6	5.997 (0.111)	13.084 (0.363)
7	3.966 (0.2651)	13.248 (0.351)

Açıklamalar: Parantez içindeki değerler ilgili test istatistiklerine ait olasılık değerlerini göstermektedir.

Toda-Yamamoto testinde tahmin edilen bütün denklemler için uygulanan BG otokorelasyon testi sonuçlarında %1 anlamlılık düzeyinde otokorelasyonun olmadığını ifade eden temel hipotez kabul edilmiştir. BPG değişen varyans testi sonuçlarına göre de, denklem (1)' de %5 anlamlılık, diğer denklemlerde %1 anlamlılık düzeyinde değişen varyansın olmadığını ifade eden temel hipotez kabul edilmiştir (bkz. Tablo 6). Otokorelasyon ve değişen varyans test sonuçlarına göre

tahmin edilen denklemlerde otokorelasyon ve değişen varyans sorununa rastlanmamıştır.

Toda-Yamamoto nedensellik test sonuçlarına göre, değişkenler arasında doğrudan veya dolaylı bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Nedensellik test sonuçları, reel GSYİH ile kredi hacmi ve reel GSYİH ile reel faiz oranı değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi, nedenselliğin yönünün ticari açıklıktan kredi hacmine doğru olan ve kredi hacminden reel faiz oranına doğru olan tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. (bkz. Tablo 5). Tablo 5’den elde edilen sonuçlarla da aşağıda yer alan akım şemasına ulaşılmıştır.



Şekil 1: Değişkenler Arasındaki Nedensellik Akışları

Ticari açıklık ile büyüme arasında nedensellik ilişkisi bulunamamış ve fakat akım şemasında da görüldüğü üzere, dışa açıklığın kredi hacmi ve reel faiz oranı kanalıyla ekonomik büyümeyi dolaylı etkilediği düşünülmektedir. Ayrıca, ticari açıklığın kredi hacmine, kredi hacminin ekonomik büyümeye ekonomik büyümenin de reel faiz oranına neden olduğu görülmektedir.

4.4. Maki Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen (1996) zaman serilerinde yapısal kırılmaların olması durumunda, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmak amacıyla kullanılan geleneksel eş bütünleşme testlerinin hatalı sonuçlar verebileceğini ifade etmişlerdir. Bu nedenle Gregory ve Hansen (1996), yapısal kırılma tarihinin içsel belirlendiği ve bir yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testini geliştirmişlerdir. Serilerde bir yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testlerine, Carrion-i-Silvestre ile Sanso (2006) ve Westerlund ile Edgerton (2006) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testleri örnek olarak verilebilir. Gregory-Hansen eş bütünleşme testi, Hatemi-J (2008) tarafından yapısal kırılma tarihlerinin içsel belirlendiği ve iki yapısal kırılmanın varlığına izin veren bir model çerçevesinde genişletilmiştir. Maki (2012) ise, serilerde ikiden fazla yapısal kırılmanın varlığında yapısal kırılma zamanlarının içsel belirlendiği ve beş tane yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testini geliştirmiştir. Serilerde ikiden daha fazla yapısal kırılmanın varlığı, Maki eş bütünleşme testinin Hatemi-J eşbütünleşme testinden daha üstün olduğunu göstermektedir (Maki, 2012, 2011). Maki eşbütünleşme testinde aşağıda yer alan dört farklı model temel alınmaktadır:

$$\text{Model 0: } y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \beta x_t + e_t \quad (8)$$

$$\text{Model 1: } y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t D_{i,t} + e_t \quad (9)$$

$$\text{Model 2: } y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \gamma t + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t D_{i,t} + e_t \quad (10)$$

$$\text{Model 3: } y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t D_{i,t} + e_t \quad (11)$$

Model 0; sabit terimde kırılmanın olduğu trendsiz modeli, Model 1; sabit terimde ve eğimde kırılmanın olduğu trendsiz modeli, Model 2; sabit terimde kırılmanın olduğu trendli modeli, Model 3; sabit terimde ve eğimde kırılmanın olduğu trendli modeli temsil etmektedir. Burada, $D_{i,t}$ ($i = 1, \dots, k$) kukla değişkenleri göstermekte olup $t \geq T_{Bi}$ iken 1 değerini, diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. T_{Bi} yapısal kırılma zamanını göstermektedir.

Yapısal kırılmaların varlığında seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin testinde gerekli olan kritik değerler Monte Carlo simülasyonu ile türetilmiştir (bkz. Maki, 2012). Buna göre, Maki eşbütünleşme test istatistiğinin kritik değerlerden mutlak değerce büyük olması durumunda; seriler arasında yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez, seriler arasında yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu ifade eden alternatif hipotez karşısında reddedilmektedir. Test istatistiğinin kritik değerlerden mutlak değerce küçük olması durumunda ise temel hipotez kabul edilmektedir.

Bu çalışmada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Maki çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile analiz edilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 7' de verilmiştir.

Maki eşbütünleşme testi sonuçları incelendiğinde, bütün modellerde mutlak değerce test istatistiklerinin %1 anlam seviyesinde mutlak değerce kritik değerlerden büyük çıktığı belirlenmiştir (bkz. Tablo 7). Ulaşılan test sonuçları, çalışmada yer alan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotezin, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkinin olduğunu ifade eden alternatif hipotez karşısında reddedildiğini ve dolayısıyla da değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermektedir. Yapısal kırılma tarihleri incelendiğinde testin, Türkiye'de yaşanan 2000 ve 2001 krizleri hariç 1994 krizini ve yabancı ülkelerde yaşanan dışsal krizleri (1991 Körfez krizi, 1998 Güney

Asya krizi, 1999 Rusya krizi, 2008 küresel krizi ve krizin etkilerinin Avrupa Birliği ülkelerinde devam etmesi) başarılı bir şekilde tahmin ettiği görülmektedir.

Tablo 7: Maki Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	Test İstatistik Değerleri	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer	Kırılma Dönemleri
Model 0	-8.717*	-6.555	-6.038	1991:Q3, 1993:Q1, 1994:Q4,1997:Q2 ve 1998:Q4
Model 1	--8.862*	-6.784	-6.250	1991:Q3, 1993:Q1, 1994:Q4, 1998:Q4 ve 2010:Q2
Model 2	-9.454*	-8.673	-8.110	1992:Q4, 1994:Q4, 2008:Q1, 2011:Q2 ve 2013:Q1
Model 3	-11.157*	-9.428	-8.800	1992:Q4, 1998:Q4, 2004:Q4, 2008:Q1 ve 2010:Q3

Açıklamalar: Bağımlı değişken sayısı dört (RV=3) ve kırılma sayısı (m) maksimum 5 iken %1 ve %5 kritik değerler Maki (2012, s. 2013)'den alınmıştır. * simgesi %1 anlam düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ifade etmektedir.

4.5. Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Zaman serileri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığında eşbütünleşme katsayıları eşbütünleşmenin varlığını dikkate alan Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen dinamik en küçük kareler (DEKK) yöntemiyle tahmin edilebilmektedir. Küçük örneklerde de kullanılabilen bu yöntem de, Stock ve Watson (1993), en küçük kareler yöntemindeki hata terimi ile bağımsız değişkenler arasındaki içsellik ve hata terimleri arasındaki otokorelasyon sorununu gidermek amacıyla, bağımsız değişkenlerin düzey değerleri ile beraber farklarının gecikme ve öncüllerini modele dahil etmiştir (Esteve ve Requane, 2006, 118). Ayrıca Stock ve Watson değişkenlerin farkı mertebelerde eşbütünleşik olmaları durumunda [I(0), I(1) ve I(2)] χ^2 dağılımlı DEKK ve dinamik genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisinin uygulanabileceğini belirtmişlerdir (Stock ve Watson, 2003, 800-801).

DEKK yöntemi ile tahmin yapılırken oluşturulan iki değişkenli regresyon aşağıda yer verilmiştir.

$$Y_t = B'X_t + \sum_{i=-m}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=-n}^n \phi \Delta Trend_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Denklem (12)' de yer alan $B' = (c, \alpha, \beta)$ katsayı matrisini, $X_t = (1, X, Trend)$ açıklayıcı değişken matrisini, (-m ve -n); gecikmelerin, (m) ve (n); öncüllerin uzunluğunu göstermektedir.

Bu çalışmada eşbütünleşme katsayıları, Maki eşbütünleşme testinden elde edilen yapısal kırılma tarihleri de kukla değişken olarak analize dahil edilerek DEKK yöntemiyle tahmin edilmiş, ulaşılan sonuçlar Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8: Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: lnrgdpsa				
Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık Değeri (p)	Standart Hata
lnkhsa	0.107*	3.456	0.0009*	0.031
Intosa	-0.092*	-2.075	0.0409**	0.044
lnrir	-0.051	-3.312	0.0014*	0.015
K1	0.070	3.693	0.0004*	0.0190
K2	-0.100	-2.792	0.0065*	0.036
K3	0.016	0.678	0.4995	0.024
K4	-0.105	-3.684	0.0004*	0.028
K5	0.033	1.528	0.1300	0.021
Sabit Terim	14.147	133.806	0.0000*	0.105
Trend	0.006	4.863	0.0000*	0.001

Açıklamalar: Durbin Watson ve R² değerleri sırasıyla 1.141 ve 0.990'dur. *, %1, **, %5 anlam seviyesinde katsayıların anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Uzun dönemli kovaryans tahminlemede Newey-Best bant genişliği kullanılmıştır. Öncül ve gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre, maksimum 2 olarak alınmış ve 0 olarak bulunmuştur. Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları Newey-Best yöntemi ile giderilmiştir. Kukla değişkenler, K1; 1992:Q4, K2; 1998:Q4, K3; 2004:Q4, K4; 2008:Q1, K5; 2010:Q3 olarak alınmıştır.

Tablo 8'deki sonuçlara göre, değişkenlere ait katsayıların anlamlı olduğu ve değişkenlerden kredi hacmi değişkenindeki %1'lik bir artışın ekonomik büyümeyi %0.107 oranında arttırdığı ve ticari açıklık değişkenindeki %1'lik artışında ekonomik büyümeyi %0,09 oranında azalttığı görülmektedir. Bu sonuçlara göre, ticari açıklık değişkenine ait katsayı işaretinin negatif işarete sahip olduğu ve dolayısıyla da katsayı işaretinin teorik beklentilere uyumlu çıkmadığı tespit edilmiştir. Ancak reel faiz oranındaki %1'lik artışın büyümeyi %0.051 azalttığı sonucuna ulaşılmasından ve nedensellik analizinde ticari açıklığın kredi hacmi ve faiz kanalıyla büyümeyi dolaylı etkilediğine yönelik sonuçtan (bkz. Şekil 1) hareketle, ticari açıklığın kredi hacmini arttırdığı, kredi hacminin de faiz oranını arttırarak büyümeyi olumsuz etkilediği söylenebilmektedir. Yapısal kırılma tarihleri için kullanılan kukla değişkenler incelendiğinde, K3 ve K5 değişkenleri hariç diğer değişkenlerin istatistiki olarak anlamlı çıktığı görülmektedir. Ayrıca, K1 kukla değişkeninin katsayı işareti pozitif, K4 ve K5 kukla değişkenlerinin katsayı işaretleri negatif bulunmuştur. Diğer bir ifadeyle, K1 değişkeninin ekonomik büyümeyi arttırıcı, K4 ve K5 değişkenlerini temsil eden dışsal krizlerin ekonomik büyümeyi azaltıcı yönde etkisi olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır.

5. Sonuç

Ticari açıklık, finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisini Türkiye için araştıran çalışmalar incelendiğinde bir görüş birliğine varılamadığı görülmüştür. Bu durum, inceleme dönemine, kullanılan değişkenlere, yöntemlere ve içsel ve dışsal krizler nedeniyle serilerde meydana gelen yapısal değişmelerin dikkate alınmamasından kaynaklanabilmektedir. Bu çalışmada, Türkiye'de 1989:Q1-2014:Q4 dönemi için ticari açıklık, finansal gelişme göstergelerinden biri olarak

alınan kredi hacmi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki yapısal kırılmalar dikkate alınarak; Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi, Toda-Yamamoto nedensellik testi, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve dinamik en küçük kareler yöntemi yardımıyla analiz edilmiştir.

Ampirik analiz kapsamında, uygulanan nedensellik analiz sonuçlarına göre, reel GSYİH ile kredi hacmi ve reel GSYİH ile reel faiz oranı değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi, nedenselliğin yönünün ticari açıklıktan kredi hacmine ve kredi hacminden reel faiz oranına doğru olan tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ticari açıklık ile büyüme arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Ancak ulaşılan sonuçlara göre, ticari açıklığın kredi hacmi ile reel faiz oranı kanalıyla ekonomik büyümeyi dolaylı etkilediği düşünülmektedir. Maki eşbütünleşme testi sonucunda, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. DEKK yöntemi sonuçlarında ise değişkenlere ait katsayıların anlamlı olduğu ve teorik beklentilere ve yazındaki ampirik çalışmalara uygun olarak kredi hacminin katsayısının pozitif çıktığı görülmüştür. Bu sonuç, kredi hacmindeki artışın ekonomik büyümeyi arttırdığını göstermekte ve yazındaki Jayaratne ve Strahan (1996), Beck vd. (2000), Arestis vd. (2001), Christopoulos ve Tsionas (2004), Mercan (2013), Menyah vd. (2014), Mercan ve Peker (2013) tarafından yapılan çalışmaları desteklemektedir. Diğer yandan, ticari açıklık değişkenine ait katsayının negatif işarete sahip olduğu ve dolayısıyla da katsayı işaretinin teorik beklentilere uyumlu çıkmadığı tespit edilmiştir. Ancak reel faiz oranı değişkeninin katsayısının da negatif işarete sahip olmasından ve nedensellik analizinde elde edilen sonuçlardan hareketle, ticari açıklığın kredi hacmini arttırdığı, kredi hacminin de faiz oranlarını arttırarak özel sektörün ve tüketicilerin borçlanma maliyetini arttırdığı düşünülebilir. Bu durumun da iç talebi azaltıcı bir etkide bulunduğu ve dolayısıyla da büyümeyi olumsuz etkilediği söylenebilir.

Çalışmada inceleme döneminde ulaşılan ampirik sonuçlar, kredi hacmi ile büyüme arasında karşılıklı etkileşim yaklaşımını destekleyecek şekilde çift yönlü nedenselliğin varlığını ve kredi hacmi katsayısı işaretinin pozitif çıkması; kredi hacminin ekonomik büyümeyi büyümenin de kredi hacmi üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlar çerçevesinde, özellikle krizlerin yaşandığı dönemlerde TCMB'nin faiz oranlarını düşürmeye yönelik genişletici para politikaları uygulamalarına devam etmesi gerektiği önerilmekle birlikte, asimetrik bilgidен dolayı aşırı riskli kredilerin önüne geçmek için Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu (BDDK) ve TCMB gibi kurumlara önemli görevler düştüğü söylenebilmektedir. Ayrıca ticari açıklığın büyüme üzerinde negatif bir etkisinin ve dolaylı bir nedensellik ilişkisinin olduğu sonuçlarından hareketle özellikle üretimi arttırmak amacıyla tüketici kredilerinden ziyade yatırım amaçlı özel sektöre verilen kredilerin arttırılması gerektiği önerilmektedir.

Kaynakça

- Abu-Bader, S. ve Abu-Qarn, A.S. (2008). Financial Development and Economic Growth: Empirical Evidence from Six MENA Countries. *Review of Development Economics*, 12(4), 803–817.
- Altıntaş, H. ve Ayrıçay Y. (2010). Türkiye’de Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Sınır Testi Yaklaşımıyla Analizi: 1987–2007. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(2), 71–98.
- Altunç, F.Ö. (2008). Türkiye’de Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedenselliğin Ampirik Bir Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3(2), 113-127.
- Ang, J.B. ve Mckibbin, W.J. (2007). Financial Liberalization, Financial Sector Development and Growth: Evidence From Malaysia. *Journal of Development Economics*, 84(1), 215-233.
- Arestis, P., Demetriades, P. ve Luintel, K.B. (2001). Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1), 16–41.
- Aslan, Ö. ve Korap, H.L. (2006). Türkiye’de Finansal Gelişme Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Muğla Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Güz, (17), 1-20.
- Aslan, Ö. ve Küçükaksoy, İ. (2006). Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Ekonometrik Bir Uygulama. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, (4), 26-28.
- Atamtürk, B. (2004). Türkiye’de Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyümenin Nedensellik Yönü Üzerine Bir İnceleme (1975-2003). *İstanbul Üniversitesi Maliye Araştırma Konferansları*, 46, 100-105.
- Atif, M.R., Jadoon, A., Zaman, K., Ismail, A. ve Seemab, R. (2010). Trade Liberalisation, Financial Development and Economic Growth: Evidence from Pakistan (1980-2009). *Journal of International Academic Research*, 10(2), 30-37.
- Beck, T., Levine, R. ve Loayza, N. (2000). Finance and the Sources of Growth. *Journal of Financial Economics*. 58(1-2), 261–300.
- Bencivenga, V. ve Smith, B.D. (1991). Financial Intermediation and Endogenous Growth. *Review of Economic Studies*, 58(2), 195-209.

- Bencivenga, V.R., Smith, B.D. ve Starr, R.M. (1995). Transactions Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth. *Journal of Economic Theory*, 67(1), 53–177.
- Bhattacharya, P.C. ve Sivasubramanian, M.N. (2003). Financial Development and Economic Growth in India: 1970-1971 to 1998-1999. *Applied Financial Economics*, 13(12), 925-929.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Kim, D. ve Perron, P. (2009). GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both the Null and the Alternative Hypotheses. *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- Carrion-i-Silvestre, J.L. ve Sanso, A. (2006). Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5), 623-646.
- Ceylan, S. ve Durkaya, M. (2010). Türkiye’de Kredi Kullanımı - Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24(2), 21-35.
- Changa T. ve Caudill, S.B. (2005). Financial Development and Economic Growth: The Case of Taiwan. *Applied Economics*, 37, 1329-1335.
- Christopoulos, D.K. ve Tsionas, E.G. (2004). Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Development Economics*, 73(1), 55–74.
- Darrat, A.F. (1999). Are Financial Deepening and Economic Growth Causally Related? Another Look at the Evidence. *International Economic Journal*, 13(3), 19-35.
- Demetriades, P.O. ve Hussein, K.A. (1996). Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-Series Evidence from Sixteen Countries. *Journal of Development Economics*, 51(2), 387-411.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(1), 1057-1072.
- Dritsakis, N. ve Adamopoulos, A. (2004). Financial Development and Economic Growth in Greece: An Empirical Investigation with Granger Causality Analysis. *International Economic Journal*, 18(4), 547-559.
- Elliott, G., Rothenberg, T.J. ve Stock, J.H. (1996). Efficient Test for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), 813-836.

- Goldsmith, R.W. (1969). *Financial Structure and Economic Development*. New Haven: Yale University Press.
- Esteve, V. ve Requena, F. (2006). A Cointegration Analysis of Car Advertising and Sales Data in the Presence of Structural Change. *International Journal of the Economics of Business*, 13(1), 111-128.
- Granger, C.W.J. ve Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2 (2), 111-120.
- Gregory, A.W. ve Hansen, B.E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70 (1), 99–126.
- Gries, T., Kraft, M. ve Meierrieks, D. (2009). Linkages Between Financial Deepening, Trade Openness, and Economic Development: Causality Evidence from Sub-Saharan Africa. *World Development*, 37(12), 1849–1860.
- Gries, T., Kraft, M. ve Meierrieks, D. (2011). Financial Deepening, Trade Openness and Economic Growth in Latin America and the Caribbean. *Applied Economics*. 43 (30), 4729–4739.
- Gujarati, N.D. (1999). *Temel Ekonometri*. 1. Baskı. (Çevirenler: Şenesen, Ü., Şenesen, G.G.). İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Gurley, J.G. ve Shaw, E.S. (1955). Financial Aspects of Economic Development. *The American Economic Review*, 45(4), 515-538.
- Gurley, J.G. ve Shaw, E.S. (1967). Financial Structure and Economic Development. *Economic Development and Cultural Change*, 15(3), 257–268.
- Hassan, M.K., Sanchez, B. ve Yu, J.S. (2011). Financial Development and Economic Growth: New Evidence From Panel Data. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(1), 88-104.
- Hatemi-J., A. (2008). Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with An Application to Financial Market Integration. *Empirical Economics*, 35 (3), 497-505.
- Jayaratne, J. ve Strahan E.P. (1996). The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation. *Quarterly Journal of Economics*, 111(3), 639-670.
- Jith, J. ve Strahan, P.E. (1996). The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation. *Quarterly Journal of Economics*, 111(3), 639-670.

- Kar, M., Nazlıoğlu, Ş. ve Ağır, H. (2011). Financial Development and Economic Growth Nexus in the MENA Countries: Bootstrap Panel Granger Causality Analysis. *Economic Modelling*, 28(1-2), 685-693.
- Kar, M., Nazlıoğlu, Ş. ve Ağır, H. (2014). Trade Openness, Financial Development and Economic Growth in Turkey: Linear and Nonlinear Causality Analysis. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 8(1), 63-86.
- Kar, M. ve Pentecost, E. (2000). *The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth in Turkey: Further Evidence*. Economic Research Paper, Department of Economics, Loughborough University, No: 00/27, 1-22.
- King, R.G. ve Levine, R. (1993). Finance and Growth, Schumpeter Might be Right. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lacheheb, M., Adamu, P. ve Akutson, S. (2013). Openness, Financial Development and Economic Growth in Algeria: An ARDL Bound Testing Approach. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, 1(6), 400-405.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2004). Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. *Appalachian State University Working Papers*, (04-17), 1-15.
- Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
- Levine, R., Loayza, N. ve Beck, T. (2000). Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes. *Journal of Monetary Economics*, 46, 31-77.
- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.

- Luintel, K. B. ve Khan, M. (1999). A Quantitative Reassessment of the Finance-Growth Nexus: Evidence from a Multivariate VAR. *Journal of Development Economics*, 60(2), 381-405.
- Lumsdaine, R.L. ve Papell, D.H. (1997). Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Maki, D. (2012). Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Manole, V. ve Spatareanu, M. (2010). Trade Openness and Income-A-Re-Examination. *Economics Letter*, 106(1), 1-3.
- Mccaig, B. ve Stengos, T. (2005). Financial Intermediation and Growth: Some Robustness Results. *Economics Letters*, 88(3), 306–312.
- McKinnon, R.I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. WashingtonD.C. Brookings Institution.
- Menyah, K., Nazlıoğlu, S. ve Wolde-Rufael, Y. (2014). Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in African Countries: New Insights from a Panel Causality Approach. *Economic Modelling*, 37 (February 2014), 386–394.
- Mercan, M. (2013). Kredi Hacmindeki Değişimlerin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Türkiye Ekonomisi İçin Sınır Testi Yaklaşımı. *Bankacılar Dergisi*, (84), 54-71.
- Mercan, M. ve Peker, O. (2013). Finansal Gelişmenin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(1), 93-120.
- Miller, M.S. ve Upadhyay, P.M. (2000). The Effects of Openness Trade Orientation and Human Capital on Total Factor Productivity. *Journal of Development Economics*, 63(2), 399-423.
- Ng, S. ve Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69(6), 1529–1554.
- Ozturk, I. (2008). Financial Development and Economic Growth: Evidence from Turkey. *Applied Econometrics and International Development*, 8(1), 86-98.
- Patrick, H. (1966). Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14(2), 174-189.

- Perron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(2), 1361-1401.
- Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80(2), 355-385.
- Phillips, P. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika*, 75(2), 345-346.
- Pradhan, R.P. (2010). The Nexus between Financial Development and Economic Growth in India: Evidence from Multivariate VAR Model. *International Journal of Research and Reviews in Applied Sciences*, 1(2), 141-151.
- Rousseau, P.L. ve Wachtel, P. (1998). Financial Intermediation and Economic Performance: Historical Evidence from Five Industrialized Countries. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30(4), 657-678.
- Shan, J. Z. ve Morris, A. (2002). Does Financial Development ‘Lead’ Economic Growth?. *International Review of Applied Economics*, 16(2), 153–168.
- Shan, J. ve Jianhong, Q. (2006). Does Financial Development Lead Economic Growth? The Case of China. *Annals of Economics and Finance*, 1, 197-216.
- Shaw, E. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford: Oxford University Press.
- Soytaş, U. ve Küçükkaya, E. (2011). Economic Growth and Financial Development in Turkey: New Evidence. *Applied Economics Letters*, 18(6), 595-600.
- Stock, J. ve Watson, M.W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- T.C. Maliye Bakanlığı. *Yıllık Ekonomik Rapor 2008*. <https://www.maliye.gov.tr/YillikEkonomikRapor/Y%C4%B1ll%C4%B1k%20Ekonomik%20Rapor%202008.pdf> (Erişim Tarihi: 02.09.2015).
- TCMB. (2011; 2012; 2013; 2014). *Yıllık Rapor*. <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TCMB+TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Yillik+Rapor> (Erişim Tarihi: 02.09.2015).
- Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

- Tuna, K. ve Bektaş, H. (2013). Kredi Hacminin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Rolünün İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 5(9), 139-150.
- Türedi, S. ve Berber, M. (2010). Finansal Kalkınma, Ticari Açıklık ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir Analiz. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (35), 301-316.
- Westerlund, J. ve Edgerton, D. (2006). New Improved Tests for Cointegration with Structural Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 28(2), 188–244.
- Yapraklı, S. (2007). Ticari ve Finansal Ticari açıklık ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, (5), 68-89.
- Yousif, K.A. (2002). Financial Development and Economic Growth: Another Look at the Evidence From Developing Countries. *Review of Financial Economics*, 11(2), 131-150.
- Yücel, F. (2009). Causal Relationships between Financial Development, Trade Openness and Economic Growth: The Case of Turkey. *Journal of Social Sciences*, 5(1), 33-42.
- Zivot, E. ve Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

Notlar

Not 1. Reel GSYİH değişkeni ekonomik büyümeyi temsilen alınmıştır.

Not 2. Arestis vd. (2001), Shan ve Morris (2002), Kar vd. (2011), Küçükkaya (2011), Kar vd. (2014) ve Menyah vd. (2014), tarafından yapılan ampirik çalışmaları takiben çalışmada, bankacılık sektörü yurtiçi kredi hacminin nominal GSYİH oranı finansal gelişmişlik ölçütü olarak kullanılmıştır.

Not 3. Altıntaş ve Ayriçay (2010) ve Mercan ve Peker (2013) tarafından yapılan ampirik çalışmalardan hareketle, çalışmada reel faiz oranı değişkeni kullanılmıştır.

Not 4. Ticari açıklık, ekonomi yazınında genellikle ihracat ve ithalat toplamının (dış ticaret hacmi) gayrisafi yurtiçi hasılaya oranı şeklinde hesaplanmaktadır. Bu nedenle, çalışmada ticari açıklık göstergesi olarak ihracat+ithalat/GSYİH değişkeni alınmıştır.

Relationship between Trade Openness, Credit Volume and Economic Growth in Turkey: Time Series Analysis with Multiple Structural Breaks

Extended Abstract

1. Introduction

Trade openness provides a country's adoption of production techniques while enhancing the use of resources in efficient production areas and thereby increasing national income (Miller and Upadhyay, 2000, 400; Manole and Spatareanu, 2009, 1). In theoretical and empirical studies, the relationship between domestic credit volume and economic growth is analysed through a relationship between financial development and growth. The literature on the relationship between financial development and economic growth therefore concentrates on demand-following and supply-leading approaches as well as interaction-based and non-interaction based approaches.

According to demand-following hypothesis, economic growth leads to financial development. Supply-leading approach proposes that financial development is the reason for economic growth (Patrick, 1996, 174-176). Interaction-based approach rather suggests that there exists a bi-directional relationship between financial development and growth. Lucas (1988), on the other hand, rejects the existence of a relationship between financial development and economic growth. According to Lucas, the basis of economic growth depends on physical and human capital and therefore financial development does not lead to economic growth.

The aim of this study is to analyse the long-term and causal relationship between trade openness, credit volume, and economic growth in Turkey. The novelty of the study and its contribution to the already existing empirical literature is the fact that it takes into account structural changes which emerged out of internal and external crises between 1989:Q1 and 2014:Q4 and it considers a relationship between variables in question.

2. Methodology

While analysing the relationship between trade openness, credit volume, and economic growth in Turkey, quarterly periods covering 1989Q1-2014: Q4 and the model below are used.

$$\ln rgdpsa_t = \beta_0 + \beta_1 \ln kh sa_t + \beta_2 \ln to sa_t + \beta_3 \ln rir_t + u_t \quad (1)$$

In Model 1, rgdp refers to real GDP (economic growth indicator), kh refers to the ratio of banking sector domestic credit volume to nominal GDP (financial development indicator) to refers to trade openness indicator (export+ import/ GDP) and rir refers to real interest rate. Since rgdp, kh, and to variables involve seasonal fluctuations, the variables in question is seasonally adjusted by Tramo/Seats method. In addition, the logarithms of all variables are taken.

While analyzing the relationship among the variables in question, the stationarity of the series is tested in the study by Carrion-i-Silvestre (2009) multiple structural breaks unit root test. Carrion-i-Silvestre (CS) unit root test permits five structural breaks in series and it is based on five test statistics. When calculated test statistics is lower than critical values, it is acknowledged that the series under examination is stationary.

The existence of a causal relationship among variables in this study is analyzed by a causality test which was developed by Toda and Yamamoto (1995). Toda-Yamamoto causality test is implemented to the series whose stationary levels are different and series are involved in the analysis with their level values in order to prevent data loss in the series. In the first stage of Toda-Yamamoto test, the maximum co-integration level of series (d) is established by the help of unit root test. In the second stage, favorable lagging length is determined by unrestricted Vector Auto Regression (VAR). In the later stage of the test, after the highest co-integration level – maximum co-integration – (d_{max}) is added to the chosen lagging length, VAR ($p+d_{max}$) is forecasted (Toda and Yamamoto, 1995, 230). In the last stage of the test, WALD (MWALD) test is applied by restricting the coefficient of variables in lagging (p).

The existence of a long-term relationship among the variables is analysed with Maki multiple structural breaks co-integration test. In the existence of multiple breaks, necessary critical values in order to test co-integration relationship among series are included in Maki's Table 1. According to Table 1, when test statistics is lower than critical values, the fundamental hypothesis, which suggests that co-integration relationship is non-existent among series, is rejected.

Lastly, co-integration coefficient is forecasted by dynamic ordinary least squares (DOLS) method developed by Stock and Watson (1993). In this method which can also be used for smaller samples, Stock and Watson include level values of independent variables and variables' lags and leads into the model.

3. Results and Discussion

According to CS unit root analysis results, it is concluded that the series are stationary [I(1)] when their first differences are taken. According to causality analysis results, it is found out that there exists a bi-directional causal relationship between economic growth and credit volume, on the one hand, and economic growth and real interest rate, on the other hand. In addition, it is ascertained that there exists a one directional causal relationship from trade openness to credit volume, on the one hand, and from credit volume to real interest rate. It is concluded that there is no causal relationship between trade openness and economic growth. However, according to the results deducted from causality analysis, it is also found out that trade openness indirectly affects economic growth through credit volume and real interest rate. According to Maki co-integration test results, it is found out that there exists a long-term relationship among variables. DOLS method concludes that coefficient of variables is significant and coefficient of credit volume is positive. Moreover, it is concluded that coefficient of trade openness variable is negative and therefore coefficient sign does not correspond to theoretical expectations. It is also concluded that coefficient of real interest rate is negative. DOLS and causality analysis results show that trade openness increases credit volume and credit volume increases interest rate, which consequently increases borrowing cost of private sector and consumers. It can be concluded that this juncture decreases domestic demand and therefore negatively affects economic growth.

4. Conclusion

The analysis results show that there exists a positive and bi-directional relationship between credit volume and economic growth. In the light of these results, it is proposed that the Central Bank of the Republic of Turkey implement expansionary monetary policy in order to decrease interest rate during crisis and Banking Regulation and Supervision Agency and the Central Bank restrain risky credits due to the existence of asymmetrical information. Moreover, it is suggested that credits given to private sector for investment should be prioritised more than credits given to consumers.

