

Türk Bankacılık Sektöründe Likidite Riski Yönetimi

Öz

Finansal piyasalarda risk ve risk yönetimi üzerine çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ayrıca, risk ve risk yönetimi için çok sayıda finans teorisi geliştirilmiş ve modeller tasarlanmıştır. Ancak likidite riski yönetimi üzerine çok az çalışma bulunmaktadır. Likidite riski yönetimi çalışmaları genellikle bankaların likidite riskini artıran ve azaltan faktörleri belirlemeye yöneliktir. Likidite ve likidite riski bankaların yönetiminde önemli sonuçlar doğuran bir olgudur. Ayrıca likidite riskinin bankacılık krizlerinde önemli bir rolü bulunmaktadır. 2008 Küresel Kriz sonrasında büyük finansal kurumların iflas etmeleri likidite risk yönetiminin önemi artırmıştır. Bankacılık sektörü ve banka hisse senedi değerlendirmelerinde likidite göstergeleri günümüzde dikkate alınmaktadır. Türk bankacılık sektöründe likidite riski yönetimi üzerine çok az çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmada Türk bankacılık sektörünün likidite riskini etkileyen değişkenlerin araştırılması amaçlanmıştır. Deep ve Schaefer (2004) metodolojisinin kullanıldığı Panel Veri analizi sonucunda Türk bankacılık sektöründe likidite yönetimini etkileyen faktörlerin aktif kârlılık oranı, mevduat / toplam pasif oranı, faiz gelirleri / faiz giderleri oranı, özel tahvil ihracı, enflasyon, işsizlik, Amerika Birleşik Devletleri Dolar Kuru ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıl'a olduğu bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: *Likidite, Risk, Türk Bankacılık Sektörü, Deep ve Schaefer Metodolojisi, Panel Veri*

Liquidity Risk Management in Turkish Banking Sector

Abstract

Risk and risk management in financial markets are among the most debated issues for finance researchers. Over the years, a number of finance theories have been developed and models have been designed. However, there is little work on liquidity risk management. Liquidity risk management studies are generally aimed at determining the factors that increase and decrease the liquidity risk of banks. Liquidity and liquidity risk have important consequences in the management of banks. After the global crisis (2008), the bankruptcy of large financial institutions increased the importance of liquidity risk management. Liquidity indicators are taken into account nowadays in the banking sector and bank stocks evaluations. There are few studies on liquidity risk in the Turkish banking sector. In this study, we have aimed to investigate the variables affecting the liquidity risk of the Turkish banking sector. Panel data analysis using Deep & Schaefer (2004) methodology revealed that the factors affecting liquidity management in the Turkish banking sector are return on assets ratio, deposit / total liability ratio, interest income / interest expenses ratio, private bond issuance, inflation, unemployment, United States exchange rate and Gross Domestic Product.

Keywords: *Liquidity, Risk, Turkish Banking Sector, Deep & Schaefer methodology, Panel Data.*

Murat AKKAYA¹
Terane AZİMLİ²

¹ Dr. Öğr. Üyesi, T.C. İstanbul Arel Üniversitesi, Uluslararası Ticaret Finans (İngilizce) Bölümü, muratakkaya@arel.edu.tr
ORCID ID: 0000-0002-7071-8662

² Öğr. Gör. Dr., Khazar Üniversitesi Bakü Azerbaycan, teraneazimli@gmail.com
ORCID ID: 0000-0001-6951-5844

1. Giriş

Finans alanında kar ve getirinin yanında risk yönetimi üzerine önemli çalışmalar bulunmaktadır. Risk yönetimi ve riskin tahmin edilebilirliği araştırmacıların ilgisini çekmektedir. Ancak likidite riski yönetimi konusunda sınırlı çalışmalar ve teoriler bulunmaktadır. Likidite riski yönetimi, 2008 Küresel Kriz ile ilgi çeken önemli bir konu olmuştur ve likidite göstergeleri, bankacılık sektörü ve banka hisse senedi değerlendirmelerinde dikkate alınmaktadır.

Likidite yönetimi, işletmelerin ve bankaların aktif/pasif yönetiminde önemli bir yere sahiptir. Likidite yönetimi özellikle bankaların likit olma veya likit olmama durumu maliyetlerini ve getirilerini etkilemektedir. Bu itibarla bankalar bu durumu dengelemeye çalışmaktadırlar. Bunun sonucunda da banka likidite riskine maruz kalmaktadır. Teorik olarak likidite riski, bir bankanın yükümlülüklerini zamanında karşılama konusunda yeterli likiditeye sahip olamama durumu olarak tanımlanmaktadır.

Likidite riski yönetimi finansal kurumların yeterli likidite ile likit olmama maliyetini dengeleme çabalarını kapsamaktadır. Bankalar kredi faaliyetleri, yatırımları ve mevduat sahiplerinin taleplerini zamanında ve yeterli karşılayabilmek için likit fon bulundurmaya zorundadır. Bankalar vade uyumsuzluğundan kaynaklanan likidite riskine karşı da optimal likit varlıklar tutmalıdırlar. Likidite riski yönetim süreci, faaliyet ortamında meydana gelen değişiklikler nedeniyle ortaya çıkabilecek yeni riskler veya mevcut risk düzeyindeki artışlara karşı bankaların etkinliğini sürdürebilmesi için gerekli ortamı sağlamaktadır.

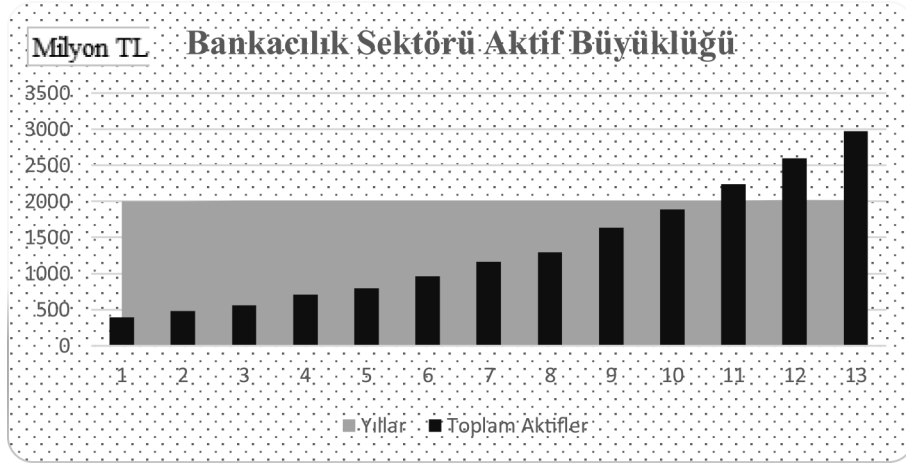
Türk bankacılık sektöründeki riskler üzerine çalışmalar incelendiğinde, genellikle kredi riski ve operasyonel riskler ile ilgili çalışmaların yoğunlukta olduğu görülmektedir. Türk bankacılık sektöründe likidite riski ve yönetimine yönelik çok az çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmanın amacı; Deep ve Schaefer (2004) metodolojisi ile Türk bankacılık sektörünün likidite riskinin ölçülmesi ve likidite dönüşüm katsayısı ile diğer açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkilerin belirlenmesidir. Bu amaçla değişkenler arasındaki ilişki Panel Veri Analizi ile test edilmiş ve likidite riski yönetiminde bankaların dikkate almaları gerektiği düşünülen değişkenler belirlenmeye çalışılmıştır.

Çalışma beş bölüme ayrılmıştır. Giriş bölümünün ardından, ikinci bölümde Türk Bankacılık Sektörü ve Riskler ile üçüncü bölümde ise literatür taraması ele alınmıştır. Dördüncü bölümde 2005-2015 döneminde Türk Bankacılık Sektöründe Likidite Riski Yönetimine İlişkin analiz yapılmış ve ulaşılan bulgular ile önceki çalışma sonuçları karşılaştırılmıştır. Son bölümde ise değerlendirme yapılmıştır.

2. Türk Bankacılık Sektörü ve Riskler

Türkiye Bankalar Birliği raporuna göre, Bankacılık sektöründe Eylül 2016 itibarıyla 32 adet mevduat, 13 adet kalkınma ve yatırım, 5 adet katılım bankası olmak üzere toplam 50 banka bulunmaktadır (TBB, 2016). 2016 yılsonu itibarıyla Türk Bankacılık Sektörünün aktif büyüklüğünün GSYH'ye oranı 1,05 olarak gerçekleşmiştir. Haziran 2017 itibarıyla aktif büyüklüğü 2.97 milyar TL'ye ulaşmıştır (Şekil 1).

Şekil 1. Bankacılık Sektörü Toplam Aktif Büyüklüğü



Kaynak: Türk Bankacılık Sektörü Temel Göstergeleri, BDDK, Haziran 2017

Aynı dönemde gayrinakdi kredi ve yükümlülükler 595, türev finansal varlıklar ise 2.26 milyar TL olmuştur. Bankacılık sektörünün bilançoları incelendiğinde toplam varlıklar içerisinde kredilerin payı %65, menkul kıymetlerin payı %12 ve zorunlu karşılıkların payı %7 olmuştur. Toplam yükümlülükler içerisinde mevduatın %53, bankalara borçlar kaleminin payı %19 ve repodan sağlanan fonların payı %3 olarak gerçekleşmiştir (Şekil 2).

Türk Bankacılık Sektörünün Haziran 2017 itibarıyla net dönem kârı 25 milyar TL olarak gerçekleşmiştir. Sektörün faiz geliri 115 milyar TL ve faiz gideri 60 milyar TL olmuştur. Türk Bankacılık Sektörünün sermaye yeterlilik oranı aynı dönemde %16,87 olarak gerçekleşmiştir.

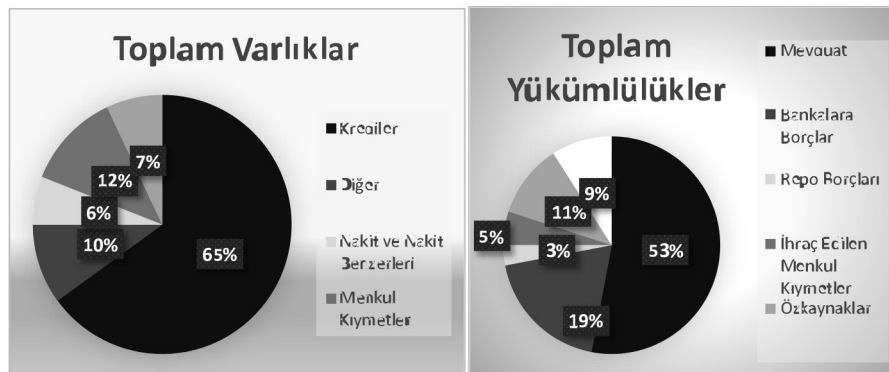
Türk bankacılık sektörü Basel II kriterlerine uygun olarak çalışmaktadır. Basel III kapsamındaki düzenlemeler ile güçlü bir likidite riski yönetiminin oluşturulması hedeflenmektedir. Basel III uzlaşısı bankacılık sektöründeki düzenlemeleri, denetim-

leri ve risk yönetimini güçlendirmek için yeni sermaye, kaldıraç ve likidite standartları önermektedir. Basel III kriterleri için Bankacılık Denetleme ve Düzenleme Kurumu (BDDK) gerekli çalışmaları yapmaktadır. BDDK 31/03/2016 tarihinde 6827 sayılı Likidite Riskinin Yönetimine İlişkin Rehber yayınlamıştır. Likidite riskinin yönetimine ilişkin bu rehberde 11.07.2014 tarih ve 29057 sayılı Resmi Gazete’de yayımlanan Bankaların İç Sistemleri ve İçsel Sermaye Yeterliliği Değerlendirme Süreci Hakkında Yönetmelik’in (Yönetmelik) “Risk yönetiminin amacı ve risk yönetim sisteminin tesisi” başlıklı 35 inci maddesi çerçevesinde içsel sermaye yeterliliği değerlendirme sürecinin de bir parçası olan likidite risk yönetiminin etkinliğinin ve yeterliliğinin sağlanmasını amaçlayan ilkeler yol gösterici bir mahiyette ortaya konulmuştur.

3. Literatür Taraması

Uluslararası piyasalarda risk yönetimi üzerine çok sayıda çalışma bulunmaktadır.

Şekil 2. Varlık ve Yükümlülük Dağılımları



Kaynak: Türk Bankacılık Sektörü Temel Göstergeleri, BDDK, Haziran 2017

Ancak bankacılık sektöründe likidite risk yönetimi hakkında sınırlı çalışmalar bulunmaktadır. 2008 Küresel Kriz ile birlikte likidite riski yönetimi dikkat çeken ve üzerinde çalışılan bir konu haline gelmiştir.

Deep ve Schaefer (2004) 200 adet Amerikan bankasının likidite riskini etkileyen faktörleri panel veri analizi ile test etmiştir. 1997 - 2001 yıllarını kapsayan çalışmada Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nde hizmet veren büyük finansal kurumların likidite riskini Likidite Dönüşüm Katsayısı ile ölçmüştür. Araştırmanın sonucuna göre, ABD ticari bankalarının likidite dönüşümünün % 20 civarında gerçekleştiği görülmüştür. Ayrıca, ABD ticari bankalarının likidite dönüşümü düşük seviyede gerçekleşmiştir. Çalışmada kredi risk oranı, bilanço dışı kredilerin toplam kredilere oranı, sigortalanmış mevduatın toplam mevduata oranı gibi likit borçlar-likit varlıklar / toplam varlıklar oranı değişkenleri kullanılmıştır. Kredi riski değişkeni, yüksek riskli kredilerin ve alternatif olarak aktif karlılığın oynaklığı ile ölçülmüştür. Araştırmanın sonuçlarına göre, kredi riski değişkeni likidite dönüşümü üzerinde anlamlı ve negatif etkiye sahiptir ve kredi portföyündeki riskli varlıklar oranının yüzde 1 artması ile likidite rasyosu yüzde 0.24 düşmektedir. Bilanço dışı kredilerin toplam kredilere oranı ile bağımlı değişken arasında pozitif ve anlamlı ilişki tespit edilmiştir. Başka bir deyişle, bu değişkenin artması banka likidite riskinin artmasına neden olmaktadır. Mevduatın sigortalanmasının, likidite üzerinde herhangi bir değişime neden olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Berger ve Bowman (2006) ABD bankalarının 1993 - 2003 yılları arasındaki likiditesini ölçmek için yeni bir model uygulamışlardır. Çalışmaya göre; ABD bankacılık sektöründe likidite üretimi her yıl artmış ve 2003 yılı itibarıyla likidite üretimi 2,8 trilyon ABD Doları olarak gerçekleşmiştir. Ayrıca, büyük bankaların küçük bankalara nazaran daha fazla likidite ürettiği ve bunun sonucunda da daha fazla likidite riski ile yüzleştigi görülmüştür.

Brunnermeier (2009) çalışmasında bilançonun pasifi ile ilişkili fonlama likidite riskini üç riske ayırmıştır. Bunlar: borç çevirme, marjinal fonlama ve kaynakların çekilme riskleridir. Ausrine ve Rytis (2010) Berger ve Bowman ve Deep Shaefer tarafından geliştirilen yöntemleri kullanarak 2004-2008 döneminde Litvanya bankalarının toplam

likidite üretimini ölçmüşlerdir. Litvanya'daki bankaların likidite üretimi +1'den düşük olarak hesaplanmıştır. Deep ve Schaefer (2004) yöntemini kullanılarak Litvanya bankacılık sistemindeki likidite açığı düşük hesaplanmıştır ve analiz dönemi boyunca bu gösterge azalma eğilimi sergilemiştir. Bu bulgu Litvanya bankalarının 2008'den itibaren likidite riski ile karşı karşıya olduklarını açıkça ortaya koymaktadır. Berger ve Bowman yöntemini ile Litvanya bankalarının 2008 yılı toplam likidite üretiminin 2004 - 2007 dönemine nazaran daha az olduğu görülmüştür. Ayrıca, likidite üretiminin toplam varlıklara, öz kaynağa ve mevduata olan oranı 2007 yılından itibaren düşüş eğilimi göstermiştir. Litvanya bankalarının pasifinden likidite üretiminin önemli kaynaklarını 3 aylık borçlar ve mevduat (tüm dönem boyunca artım göstermiştir) ve varlık tarafından uzun vadeli krediler (4.42 defa artmıştır) oluşturmaktadır. 2008 yılında toplam likidite üretiminin azalmasının nedeni; likit olmayan bilanço dışı kalemlerin azalması, kısa vadeli kredilerin ve uzun dönem yükümlülüklerin artmasıdır.

Shen vd (2010) 12 gelişmiş ülke ekonomisinin 1994 - 2006 dönemindeki likidite riskini ölçmek için iki alternatif oran kullanılmıştır: net kredilerin kısa vadeli kredilere oranı ve finansman açığı oranı. Sonuçların her iki oran için de benzer olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, likidite riskinin banka performansı üzerinde önemli bir dışsal değişken olduğu, riskli varlıkların toplam varlıklar içerisindeki oranının artması ile likidite riskini azalttığı ve dış finansman yoluyla fon sağlamanın ise likidite riskini artırdığı görülmüştür.

Ismal (2010) borç/varlıklar dengelemesi ile kalkınma bankalarının likidite güçlerini artırabileceğini belirtmektedir. Burcu Deniz Yıldırım (2011) Türkiye mali piyasalarında likidite hareketi üzerine bilgi sağlayan piyasa likiditesi endeksini oluşturmuş ve bu endeks ile VIX endeksini karşılaştırmıştır. Brunnermeier'e (2012) göre likidite riskinin oluşumunda önemli olan konu banka likidite uyumsuzluğudur.

Türk bankacılık sektöründe likidite riski yönetimi üzerine nadir çalışma bulunmaktadır (Yıldırım (2011), Çelik ve Akarım (2012), Ayaydın ve Karaaslan (2014), Işıl ve Özkan (2015), Zengin ve Yüksel 2016).

Yıldırım (2011) Türkiye mali piyasalarındaki likidite hareketi için piyasa likiditesi endeksi oluşturmuş ve VIX endeksi ile karşılaştırmıştır. Bu endeksin hesaplanmasında bankaların yoğun şekilde işlem yaptığı tahvil piyasası ve ABD doları döviz piyasasını kullanmıştır. Tahvil piyasası likiditesi ve döviz piyasası likiditesi için eşit ağırlıklar kullanılmış ve bunların toplamı piyasa likidite endeksi göstergesi olarak kabul edilmiştir (Piyasa likiditesi endeksi = $0,5 * \text{tahvil piyasası likiditesi} + 0,5 * \text{döviz likiditesi}$). Ekim-Kasım 2008 yılında endeks büyük ölçüde düşüş göstermiştir. Bu göstergenin düşük olması kriz dönemlerde bankacılık sektöründeki varlıkların alım-satım kabiliyetinin aşağı düşmesini, piyasada likiditenin kurumasını ve piyasada güven kaybının oluşmasını göstermektedir. 2010 yılı Temmuz ayında bu gösterge artış trendine girmiştir. Karşılaştırmalı analiz sonucunda bu endeksin VIX endeksinden daha az oynaklık gösterdiği ortaya çıkmıştır. Bu da Türkiye'nin küresel mali krizden, ABD'ye kıyasla daha az etkilendiğinin bir göstergesidir. Yazar bu durumu türev ürünlerinin yaygın olmaması ve bankacılık sektörünün sağlam bir yapıya sahip olması ile açıklamaktadır.

Çelik ve Akarım (2012) 1998 - 2008 döneminde Borsa İstanbul'da işlem gören 9 bankanın likidite riski yönetimini etkileyen faktörleri panel regresyon analizi kullanarak test etmişlerdir. Saunders ve Cornett, (2006) ve Shen vd., (2010) çalışmaları izlenerek likidite riskini temsil için finansman açığının toplam varlıklara oranı kullanılmıştır. Riskli likit varlıklar ve öz sermaye kârlılığı değişkenlerinin likidite riski ile negatif, dış finansman ve varlık kârlılığı değişkenlerinin pozitif ilişkili olduğu görülmüştür. Likidite riski, finansman açığının büyümesi ile artmaktadır. Çalışmada likidite riski yönetimini etkileyen faktörler şunlardır: banka büyüklüğü, riskli likit varlıklar, az riskli likit varlıklar, dış finansman, öz sermaye kârlılığı, varlıkların kârlılığı.

Ayaydın ve Karaaslan (2014) 2003-2011 döneminde Türkiye'de faaliyet gösteren bankaların likidite riskini belirleyen faktörleri Dinamik panel veri (GMM) analizi kullanarak araştırmıştır. 23 banka analize dâhil edilmiş ve banka likiditesi (likidite riski) ile kârlılık değişkenleri arasında negatif (pozitif) yönlü bir ilişki bulunmuştur. Ayrıca küresel finansal krizin, yabancı payının, devlet-özel banka sahipliğinin banka likiditesini (likidite riskini) belirleyen faktörler olduğu görülmüştür.

İşıl ve Özkan (2015) 2006-2014 yılları arasında Türkiye'de faaliyette bulunan 4 katılım bankasının likidite riskini etkileyen faktörleri görünürde ilişkisiz regresyon (SUR) yöntemi ile araştırmıştır. Katılım bankalarının önceki dönem likidite riskinin (GAPt-1) ve kredi genişliğinin (KTV) likidite riski üzerinde etkili olduğu görülmüştür.

Zengin ve Yüksel (2016) 2005-2014 döneminde lojit modeli ile Türkiye'deki bankaların likidite riskini etkileyen faktörleri araştırmıştır. Aktif büyüklüğü en yüksek olan 10 banka inceleme kapsamına alınmış ve "sermaye yeterlilik oranı" ve "net faiz marjı" değişkenlerinin likidite riskini etkilediği belirlenmiştir.

4. Türk Bankacılık Sektöründe Likidite Riski Yönetimine İlişkin Araştırma

Araştırmada 2005 – 2015 döneminde Türk Bankacılık sektöründe hizmet veren 28 banka (Ek 1) analize dahil edilmiş ve yıllık veriler kullanılmıştır. Kalkınma ve Yatırım Bankaları, Tasarruf Mevduatı Sigorta Fonuna devredilen bankalar ve rilerine erişilemediğinden ve ayrıca Türk Bankalar Birliği veri sitesinde verisi bulunmayan bankalar analiz dışında bırakılmıştır. Araştırma döneminin seçilmesinde, dönemin 2001 krizi sonrasını ve 2008 Küresel öncesi ve sonrasını kapsamı gerektiği düşünülmüştür.

Çalışmasının amacı; Deep ve Schaefer (2004) yöntemi kullanılarak Türk bankacılık sektöründeki likidite riskinin ölçülmesi ve oluşturulan likidite dönüşüm rasyoları ile diğer önemli makro değişkenler arasındaki ilişkilerin araştırılmasıdır. Bu amaçla likidite riski ve bağımlı değişkeni temsil eden LDK rasyosu hesaplanmıştır. Deep ve Schaefer (2004) metodolojisi kullanılarak likidite riski yönetimine farklı bir açıdan bakılmak istenmiştir.

Deep ve Schaefer (2004)' göre likidite dönüşümü; likit yükümlülükler ile likit varlıklar arasındaki farkın toplam aktiflere bölümü ile ölçülmektedir ve bu gösterge Likidite Dönüşüm Katsayısı (LDK) olarak adlandırılmaktadır. LDK, likit yükümlülüklerle aktifin ne kadarının finanse edildiğini göstermektedir ve +1 ile -1 arasında değişim göstermektedir. Rasyonun +1 değerine eşit veya yakın olması, bankanın tüm mevduatlarını likit olmayan varlıklara dönüştürdüğü anlamını taşımaktadır.

LDK değeri 0'a yakın ise bankaların vade dönüşümünü gerçekleştirmediğini, yani bir tek mevduat ile likit varlıklarını oluşturduğunu göstermektedir. Rasyonun negatif olması durumu, bankanın daha az mevduata ve daha çok likit varlıklara sahip olduğunu göstermektedir.

LDK aşağıdaki formül ile hesaplanmaktadır. LDK değerleri -1 ve +1 arasında değişim göstermektedir.

$$LDK = \frac{\text{Toplam Mevduat} - \text{Likit Varlıklar}}{\text{Toplam Aktifler}}$$

Likidite dönüşüm katsayısının hesaplamasında kullanılan bilanço kalemleri Tablo 1'de sunulmuştur.

Finans yazınında ve akademik çalışmalarda likidite riskini etkileyebilecek bankalara özgü ve makroekonomik birçok değişken kullanılmıştır. Likidite riskinin ölçümünde kullanılan değişkenler Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 1. Likidite dönüşüm katsayısının hesaplamasında kullanılan bilanço kalemleri

Likit Varlıklar	Nakit ve benzeri, mevduat kurumların bakiyeleri, menkul değerler, kısa vadeli krediler (vadesi 1 yıla kadar)
Likit Yükümlülükler	Vadeli mevduat, ticari, vadesiz mevduat (vadesi 1 yıldan az), vadesi 1 yıldan az olan borçlar

Kaynak: Deep & Schaefer (2004)

Tablo 2. Literatürde Kullanılan Değişkenler

Kullanılan Oran	Referans
Likit borçlar-likit varlıklar / toplam varlıklar oranı	Deep ve Schaefer, 2004
Likit varlıklar / toplam varlıklar oranı	Bourke, 1989; Molyneux ve Thornton, 1992; Gonzalez-Hermosillo 1999; Barth vd., 2003; Demirgüç vd., 2003; Poorman ve Blake 2005 ; Alp vd.,2010
Krediler / toplam varlıklar oranı	Demirgüç ve Huizinga 2000; Athanasoglou vd., 2006), finansman açığı (Saunders ve Cornett, 2006; Shen vd., 2010
Toplam krediler / mevduat oranı	Gonzalez-Hermosillo 1999; Poorman ve Blake 2005,
Likit varlıklar / ticari krediler oranı	Kosmidou vd., 2005
Net krediler / ticari krediler oranı	Pasiouras ve Kosmidou 2007; Kosmidou 2008; Naceur ve Kandil 2009
Likitvarlıklar / mevduat oranı	Shen vd, 2001
LDK	Deep & Shaefer (2004)
Özsermaye Kârlılığı (ÖK)	Sascha Steffen, Andreas Hacketal, Marcel Tyrell (2010), Sibel Çelik ve Yasemin Deniz Akarım (2012), Lartey, Victor Curtis v.d (2013), Athanasoğlu vd. (2006)
Sermaye Yeterliliği (SY)	Deep and Shaefer (2004), Berger & Bowman (2009), Gorton and Winton (2000), Allen and Gale (2003), Bhattacharya and Thakor (1993), Pasiouras ve Kosmidou (2007), Akhtar vd. (2011)
Mevduat/Toplam Pasif (M/P)	Winston Moore (2009)
Aktif Kârlılığı (AK)	Deep & Schaefer (2004), Gülhan ve Uzunlar (2011), Alp v.b (1997)
Kur (ABD Doları)	Vodova, P.(2011)

Kaynak: Yazarlar tarafından derlenmiştir.

Tablo 3. Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlere Ait Tanımsal İstatistikler

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
LDK	120	0.1475397	0.3568408	-.9489578	.6905726
LA/KVY	120	102.1525	208.4832	14	2575.7
TK/TM	120	111.6982	211.9895	0	3447.2
TK/TA	120	48.71679	20.56795	0	84.7
ÖK	120	43.1325	69.76744	-398.3	490.2
SY	120	27.57786	28.2163	7.2	251.3
M/P	120	6.108135	14.93148	.1226228	87.3
Faiz	120	294.4893	444.9419	19.2	6127.5
TK/TKA	120	5.834643	12.20287	0	115.6
AK	120	1.746071	2.164553	-12.6	12.5
IPR	120	.0227002	.0279289	.0006418	.0853458
GSYİH	120	2.791155	4.058076	-6.050522	7.573261
ENF	120	7.552205	1.937534	5.294342	11.99442
IO	120	10.49	1.476036	8.7	14
Kur	120	1.599256	.2774699	1.301522	2.188542
Yolsuzluk	120	.0497816	.0771505	-.1216832	.1725715

Bu çalışmada bankaların likidite rasyoları ile bankacılık değişkenleri ve makro değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesi için çalışmada Panel Veri Analizi kullanılmıştır. Bu araştırmada ise 16 bağımsız değişken kullanılmıştır. Bu değişkenler LDK, Özsermaye karlılığı (ÖK), Sermaye Yeterliliği (SY), Mevduat/Toplam Pasif, Aktif Karlılığı (AK) Likit Aktifler / Kısa Vadeli Yükümlülükler (LA/KVY), Toplam Krediler ve Alacaklar / Toplam Mevduat (TK/TM), Toplam Kredi ve Alacaklar / Toplam Aktif (TK/TA), Faiz Gelirleri / Faiz Giderleri (Faiz), Takipteki Krediler / Toplam Krediler ve Alacaklar (TK/TKA), Özel Tahvil ihracı (IPR), GSYİH, Enflasyon (ENF), İşsizlik Oranı, Kur (ABD Doları) ve Yolsuzluk Kontrolü (Yolsuzluk) değişkenleri de modele alınmıştır.

Türk bankacılık sistemine ait veriler Türkiye Bankalar Birliği'nin veri tabanından, makroekonomik değişkenler ise T.C. Merkez Bankası'nın elektronik veri sisteminden alınmıştır. Yolsuzluk verilerine Dünya Bankasının veri tabanından ulaşılmıştır. Dünya Bankası, Yolsuzluk Kontrolünü (Control of Corruption), hem küçük hem de büyük yolsuzluk

biçimleri dahil olmak üzere kamu gücünün özel kazanç için ne ölçüde uygulandığına ilişkin algıların yanı sıra devletin seçkinler ve özel çıkarlar tarafından "yakalanması" kavramları ile tanımlanmaktadır ve ülkenin toplam skorunu bir standart normal dağılım birimi cinsinden, yani yaklaşık -2.5 ile 2.5 arasında değişen bir sayı olarak vermektedir (Worldbank, 2017)

4.1. Bulgular

Bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait tanımsal istatistikler Tablo 3'de sunulmuştur.

Modelde kullanılan açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyonlar zayıf olarak tespit edilmiştir (Tablo 4). LDK ile Takipteki Krediler / Toplam Krediler ve Alacaklar (TK/TKA) arasında 0,7278, LDK ile sermaye yeterliliği arasında -0,6406, LDK ile Likit Aktifler / Kısa Vadeli Yükümlülükler (LA/KVY) arasında -0,4884 korelasyon olduğu görülmüştür. LDK ve diğer değişkenler arasındaki korelasyonlar zayıf olarak bulunmuştur.

Tablo 4. Korelasyon matrisi

	LDK	LA/KVY	TK/TM	TK/TA	ÖK	SY	M/P	Faiz	TK/TKA	AK	IPR	GSYIH	ENF	IO	Kur	Yolsuzluk
LDK	1,0000															
LA/KVY	-0,4884	1,0000														
TK/TM	-0,2296	-0,0140	1,0000													
TK/TA	0,7278	-0,4094	0,0015	1,0000												
ÖK	0,1157	-0,0696	-0,1338	-0,0051	1,0000											
SY	-0,6406	0,4550	-0,0689	-0,6576	-0,0723	1,0000										
M/P	-0,4368	0,1674	0,0562	-0,5325	-0,1327	0,5433	1,0000									
Faiz	-0,3548	0,4426	0,0266	-0,3694	-0,0858	0,3822	0,2673	1,0000								
TK/TKA	-0,2248	0,0320	0,0350	-0,2211	-0,0512	0,2098	0,1843	0,3325	1,0000							
AK	-0,3635	0,4591	-0,1641	-0,3575	0,3394	0,5099	0,2093	0,2598	-0,0907	1,0000						
IPR	0,0432	0,1098	-0,0061	0,1789	0,0471	-0,0857	-0,0634	0,2288	-0,0091	-0,0341	1,0000					
GSYIH	-0,1930	-0,0350	0,0161	-0,0536	-0,0064	0,0196	0,0468	-0,0826	-0,0157	-0,1200	-0,1470	1,0000				
ENF	0,0012	-0,0467	-0,0371	-0,0315	-0,0381	0,0114	0,0257	-0,0498	-0,0249	-0,0496	-0,0746	0,0494	1,0000			
IO	-0,0070	-0,0471	-0,0304	-0,0842	-0,0245	0,0442	0,0229	-0,0636	0,0202	0,0650	-0,6272	-0,3914	-0,2436	1,0000		
Kur	0,0493	0,1090	-0,0323	0,1819	0,0462	-0,0890	-0,0495	0,2317	0,0045	-0,0412	0,9585	-0,1764	-0,1619	-0,4887	1,0000	
Yolsuzluk	0,0306	-0,0071	0,0284	0,0334	-0,0146	-0,0392	0,0177	-0,0913	-0,0185	0,0811	-0,2507	-0,2768	-0,1629	0,0125	-0,2555	1,0000

Bu çalışmada Berger ve Bouwman (2006)¹ yöntemi de esas alınarak brüt toplam aktiflerine göre bankalar küçük, orta ve büyük boyutlu finansal kurumlar olarak sınıflandırılmıştır. Türkiye bankacılık sektörü Amerikan bankacılık sektörü ile kıyaslanmış ve elde edilen katsayı banka boyutunu ölçmek için kullanılmıştır. Böylece toplam varlıkları 2 milyar Türk Lira (TL)'ya kadar olan bankalar, küçük ölçekli banka olarak kategorize edilmiştir. Aktiflerin toplam tutarı 2 - 5 milyar TL arasında olan bankalar orta boyutlu olarak sınıflandırılmıştır. Varlıkların toplam tutarı 5 milyar TL'den fazla olan bankalar büyük boyutlu bankalar grubuna alınmıştır. Bu hesaplamalar sonucunda Türkiye'de çalışma örnekleminde kullanılan toplam 14 büyük, 8 orta ve 6 küçük boyutlu banka olduğu görülmüştür. Banka boyutuna göre 2005 – 2015 dönemi LDK istatistikleri hesaplanmış ve Tablo 5'de özetlenmiştir.

Tablo 5. Likidite dönüşüm katsayısı istatistikleri

	Ortalama	Medyan	Standart Sapma
Büyük Bankalar	0.33	0.33	0.11
Orta Bankalar	0.20	0.26	0.28
Küçük Bankalar	(0.35)	(0.35)	0.33
Tüm Bankalar	0.15	0.28	0.35

Kaynak: Yazarlar tarafından derlenmiştir.

Bankaların ortalama Likidite Dönüşüm Katsayısı'nsı 0.15 olarak saptanmıştır. Tam likidite dönüşümü olan +1 değerinden çok düşük değerler elde edilmiştir. Bu durum bankaların likidite dönüşümünün düşük olduğunu göstermektedir. Büyük bankaların ve orta bankaların ortalama likidite üretim kat sayıları 0.33 ve 0.20 olarak tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre finansal piyasalardaki likiditenin önemli bir kısmı büyük bankalar tarafından üretilmektedir. Başka bir ifade ile, bankalar büyük ölçüde likit mevduat ile finanse edilmektedir ve likit olmayan kredileri elde tutmaktadırlar. Küçük bankaların Likidite Dönüşüm Katsayıları negatif olarak hesaplanmıştır. Bu durum, küçük bankaların likidite dönüşümü yerine likidite birikimine gittiklerini işaret etmektedir. Yani bankaların likit varlıkları likit yükümlülüklerini aşmaktadır ve de bu kurumlar likidite tüketmektedirler.

2008 Küresel Kriz döneminde banka boyutuna göre LDK istatistikleri hesaplanmış ve Tablo 6'da özetlenmiştir.

1 Berger, A. N., ve Bouwman, C. H. (2006). The measurement of bank liquidity creation and the effect of capital. Available at SSRN 672784.

Tablo 6. Likidite dönüşüm katsayısı istatistikleri (2007 - 2009 Dönemi)

	Ortalama	Medyan	Standart Sapma
Büyük Bankalar	0.37	0.35	0.12
Orta Bankalar	0.18	0.25	0.28
Küçük Bankalar	(0.46)	(0.56)	0.28
Tüm Bankalar	0.14	0.27	0.39

Kaynak: Yazarlar tarafından derlenmiştir.

Tablo 7. Birim ve/veya Zaman Etkileri Test Sonuçları

Testler	Birim ve Zaman Etki LR Testleri	Birim Etki LR Testleri	Zaman Etkisi LR Testleri	Sabit Etkiler İçin F Testi
Olasılık	(0.0000)	(0.0000)	(1.0000)	(0.0000)
Birim Etki	evet	evet	-	evet
Zaman Etki	evet	-	hayır	-

Likidite üretimi değerleri 2007 - 2009 döneminde büyük ve orta bankalar için pozitiftir. Bu durum büyük kurumların finansal kriz döneminde likidite üretimi fonksiyonunu gerçekleştirdiğini göstermektedir. Ayrıca, kriz döneminde küçük bankaların negatif likidite göstergesinin arttığı görülmüştür. Bu durum, küçük bankaların iki önemli görevlerinden birisi olan likidite üretimini küresel kriz döneminde gerçekleştirmediklerini göstermektedir. Küçük bankalar bu dönemde likidite yaratma fonksiyonunu yerine getirememişler ve ayrıca negatif likidite dönüşümü ile daha fazla likidite birikimine yönelmişlerdir.

Bankaların likidite rasyoları ile bankacılık değişkenleri ve makro değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesi için Panel Veri Analizi kullanılmıştır. Panel Veri Analizi'nde öncelikle birim ve/veya zaman etkilerinin olup olmadığı kontrol edilmelidir. Birim ve/veya Zaman Etkileri Test Sonuçlarına göre modelde birim ve zaman etkisi bulunmaktadır. Ayrıca, LR (Likelihood Ratio- Olabilirlik Oranı) testi birim ve zaman etkisini ayrı ayrı test etmektedir. Buna göre modelde bireysel etkinin olduğu ve zaman etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, F testi birim etkinin modelde olduğunu ortaya koymaktadır (Tablo 7).

Veri setinde birim etkileri görmek için sabit etki ve rassal etki modelleri ile parametreler tahmin edilmiştir. Bu iki modelden istatistiksel olarak uygun olanına karar vermek için Hausman testi uygulanmıştır. Test istatistiği;

$$H = (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE})' [Avar(\hat{\beta}_{SE}) - Avar(\hat{\beta}_{TE})]^{-1} (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE})$$

eşitliğidir. Bu eşitlikte TE alt indisi, tesadüfi etkiler modelinin, SE alt indisi ise, sabit etkiler modelinin tahmincilerini göstermektedir. $Avar(\hat{\beta}_{SE})$ ve $Avar(\hat{\beta}_{TE})$ ise sırasıyla, sabit ve tesadüfi etkiler modellerinin tahmininden elde edilen asimptotik varyans kovaryans matrislerini ifade etmektedir. (Ferda Terdelen 2016).

Hausman Testi sabit ve tesadüfi etkili modeller arasında seçim yapmak için kullanılmaktadır. Hausman Testi sonucunda panel veri analizinde sabit etkili model bulunmuştur (Tablo 8).

Tablo 8. Hausman Test Sonuçları

H_0 : katsayılardaki fark sistematik değildir
$kikare(6) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$
= 122.22
olasılık > kikare = 0.0000

Sabit etkili model belirlendikten sonra modelin varsayımlarının test edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla önce değişen varyans varsayımı test edilmiştir. Çalışmada birimlere göre değişen varyansın sınanması değiştirilmiş Wald testi ile şu şekilde $W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\delta}_i^2 - \delta^2)^2}{v_i}$ yapılmıştır. Olasılık değeri 0.05 düzeyinden düşük olduğundan modelde değişen varyans tespit edilmiştir (Tablo 9). Bu durum hata terimlerinin varyanslarının birbirinden farklı olduğunu işaret etmektedir.

Tablo 9. Değişen Varyans Testi

$H_0: \sigma(i)^2 = \sigma^2$
kikare (28) = 1362.53
Olasılık > kikare = 0.0000

Durbin Watson ve Baltagi-Wu test istatistikleri ile birinci dereceden otokorelasyonun olmadığını iddia eden boş hipotez (H_0) red edilmiş ve modelde otokorelasyon tespit edilmiştir (Tablo 10). Bu durum hata teriminin birbirini izleyen değerleri arasında bağlantı olması anlamına gelmektedir.

Tablo 10. Otokorelasyon Testi

H_0 : AR(1) hata terimlerinde otokorelasyon bulunmaktadır.
F test $u_{i=0}$: F(27,212) = 10.51 Olasılık > F = 0.0000
Bhargava ve. Durbin-Watson modifikasyonu = 1.2016036
Baltagi-Wu LBI = 1.3885428

Yatay kesit bağımlılığı Frees testi ile incelenmektedir. Testi hem zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük hem de yatay kesit boyutu zaman boyutundan büyük olduğu durumlarda ($T > N$, $N > T$) kullanılabilir. Bu test grup ortalaması sıfır olduğunda da kullanılmaktadır. Frees testinde sıfır hipotezi “yatay kesit bağımlılığı yoktur”, alternatif hipotez ise “yatay kesit bağımlılığı vardır” şeklinde kurulmaktadır. Tablo 12’deki olasılık değeri $= 0.0000 < 0.3429$ olduğu için H_0 hipotezi reddedilir. Frees testi sonucuna göre de modelde yatay kesit bağımlılığı bulunmamaktadır. (Tablo 11).

Tablo 11. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Test	Sonuç
Frees	2.008 Kritik Değer < alpha = 0.05 : 0.3429

Modelde yatay kesit bağımlılığı bulunmadığından Augmented Dickey-Fuller Testi (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. ADF Dickey-Fuller birim kök testi, literatürde en çok kabul gören durağanlık tespitidir. Ayrıca ADF testi zaman serisi konusunda da durağanlığın tespitinde en geçerli test olarak kabul edilmiştir. Bir çok zaman serisi durağan değildir ve bir zaman sürecinde stokastik olarak değişen trend etrafında dağılım gösterirler. Yani,

bu değişkenlerin otoregresif yapılarının bir birim köke sahip olduğu anlamındadır. Böyle bir durağan olmama hali değişkenlerin birinci farklarının alınmasıyla ortadan kaldırılır. Böylece birim kök içeren makro zaman serileri ADF Testi ile tespit edilmiştir. Düzey seviyede birim kök içeren makro serilerin birinci farkı alınarak bu seriler durağan hale getirilmiştir (Tablo 12).

Tablo 12. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF*	ADF **
GSMH	68.3875 (0.1239)	123.749 (0.0000)
Enflasyon	40.8573 (0.9358)	353.772 (0.0000)
İssizlik	35.8369 (0.9836)	175.474 (0.0000)
Döviz	14.4865 (1.0000)	150.249 (0.0000)
Yolsuzluk	224.155 (0.0000)	

* Seviyede elde edilmiş test istatistikleri ve olasılıklar değerleri

** İkinci seviyede elde edilmiş test istatistikleri ve olasılıklar değerleri

Modelin değişen varyans ve otokorelasyon sorununu taşıdığı tespit edilmiştir. Bu nedenle de değişkenler arasındaki ilişkileri araştırmada etkin ve tutarlı tahminler yapan Driscoll-Kraay (1998) tahmincisinden yararlanılması gerektiğine kararına varılmıştır. Modeldeki değişen varyans ve otokorelasyon varsayımlarından sapmalar Driscoll Kraay testi ile düzeltilmiştir. Zaman boyutu T’nin büyük olduğunda, Driscoll ve Kraay standard parametrik olmayan zaman serisi kovaryans matris tahmincilerinin dönemsel ve uzamsal korelasyonun tüm genel formları için dirençli olabilecek şekilde geliştirebileceğini göstermiştir. Yatay kesit boyut N’den bağımsız olarak kovaryans matris tahmincilerin tutarlılığını temin etmektedir. Panel veri regresyon denklemi ve modeli aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

$$LDK_{it} = \beta_0 - \beta_1 \dot{ÖK}_{it} + \beta_2 TK/TA_{it} + \beta_3 Faiz_{it} + \beta_4 TK/TM_{it} + \beta_5 AK_{it} + \beta_6 IPR_{it} + \beta_7 GSYIH_{it} + \beta_8 ENF_{it} + \beta_9 \dot{IO}_{it} - \beta_{10} Kur_{it} + \beta_{11} TK/TKA_{it} + \beta_{12} yolsuzluk_{it} + \epsilon_{it}$$

Panel Regresyon sabit etkili modeli test sonuçları Tablo 13’de yer almaktadır.

Tablo 13. Panel regresyon analizi Sabit Etkiler modelinin sonuçları

Likidite Dönüşüm Katsayısı	
Toplam Kredi ve Alacaklar/Toplam Aktif	.0045006** (0.000)
Özsermaye Karlılığı	-.0004211 *** (0.090)
Mevduat/Toplam Pasif	.0129427** (0.000)
Faiz Gelirleri/Faiz Giderleri	.0000726** (0.000)
Toplam Krediler ve Alacaklar/Toplam Mevduat	.0016581** (0.005)
Aktif Karlılığı	.0095579*** (0.061)
Özel Tahvil İhracı (IPR)	3.182011** (0.000)
GSYİH	.0060338** (0.000)
Enflasyon	.007434 ** (0.000)
İşsizlik	.0321767 ** (0.000)
Kur	-.1582852 ** (0.000)
Yolsuzluk	.3264369** (0.000)
F Test (12,27)	242283.06
Number of Obs / Groups	280/28
R-squared	0.5172

** %1 düzeyinde anlamlı, *** %10 düzeyinde anlamlıdır

Panel regresyon analizi Sabit Etkili modelinin sonuçlarının % 5 anlamlılık düzeyinde istatistik olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır (F-istatistik değeri=0.0000<0.05). Modelin açıklama gücü olan $R^2 = 0.5172$ olarak saptanmıştır. Başka bir ifade ile bağımsız değişkenler, Likidite Dönüşüm Katsayısındaki değişimin % 51,72 sini açıklamaktadır.

Aktif Kârlılık Oranı işletmelerin önemli göstergelerinden olduğu için analize dahil edilmiştir. Çalışmada aktif kârlılığının likidite dönüşüm katsayısı üzerinde anlamlı ve pozitif yönde bir etki yarattığı görülmüştür. Bu bulgu yüksek aktif kârlılık oranına sahip bankaların daha yüksek likiditeye sahip olacağını ve yüksek likidite dönüşümü gerçekleştireceğini işaret etmektedir. Dolayısıyla aktif kârlılığı yüksek olan bankalar daha fazla likidite riski ile yüzleşeceklerdir.

Ampirik analiz ile elde edilen diğer bulgular aşağıda özetlenmiştir:

a) Türk bankacılık sektöründe özkaynak kârlılığı ile Likidite Dönüşüm Katsayısı arasında %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Arnavutluk, Bosna-Hersek, Bulgaristan, Hırvatistan, Makedonya, Romanya ve Sırbistan-Karadağ için yapılan Athanasoğlu vd. (2006) çalışması ile aynı sonuçlar vermiştir. Yalnız Jacklin ve Bhattacharya (1988) göre Avrupa ülkelerinde özkaynak oranı düşük olan bankalar yüksek likidite riski ile yüzleşmektedir.

b) Mevduat / Toplam Pasif oranının Likidite Dönüşüm Katsayısı üzerinde anlamlı ve pozitif yönlü

bir etki yarattığı görülmüştür. Başka bir ifade ile, Türk bankacılık sektöründe toplam pasif içinde mevduatın artması likidite dönüşümünü artıran faktörlerden biridir. Bu çalışmada elde edilen bulgular Dinger (2009) ile aynı sonuçları vermiştir. Dinger (2009) 1993-2004 döneminde gelişmekte olan Orta ve Doğu Avrupa finansal piyasaları için yaptığı çalışmada mevduat değişimi ile likidite arasında negatif ilişki olduğunu tespit etmiştir. Mevduat katsayısının negatif çıkması, bu oranın yüksek olduğu dönemlerde bankaların az getirili likit varlıklara yatırımları azaltmalarına anlamına gelmektedir. Diğer taraftan Ganic (2014) Bosna ve Hersek finansal piyasaları için yaptığı çalışmada mevduat değişimi ile likidite arasında negatif ilişki elde etmişlerdir.

c) Faiz Gelir / Faiz Giderleri oranı likidite riski üzerinde pozitif ve anlamlı etki yaratmaktadır. Bu oranın yükselmesi likidite dönüşümünü artırmakta ve bankaları likidite riskinin artmasına neden olmaktadır. Bu oran literatürdeki çalışmalarda kullanılmamıştır.

d) Likidite Dönüşüm Katsayısı ile toplam kredi ve alacakların / toplam mevduata oranı arasında istatistik olarak anlamlı ve pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Bu oran literatürdeki çalışmalarda kullanılmamıştır.

e) Bankalar ile tahvil ihraç eden şirketler arasında yoğun bir rekabet söz konusudur. Bu yüzden özel tahvil ihracı banka likiditesini etkileyebilecek bir değişken olarak modele alınmıştır. Çalışmada özel tahvil ihracının banka likiditesini azaltan ve likidite riskini artıran bir değişken olduğu görülmüştür. Literatürde rastlanılmamıştır.

f) Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYİH) likidite riski üzerinde pozitif ve anlamlı etki yaratmaktadır. Beklendiği gibi GSYİH'in yükselmesi bankalarının daha fazla likidite üretimine yönelmelerine neden olmaktadır.

g) Enflasyon ve işsizlik oranların likidite riski üzerinde pozitif, ABD Dolar kuru düzeyinin ise negatif bir değişime neden olduğu bulunmuştur. Literatür taramasında banka likidite riskini açıklayan değişkenler arasında enflasyon, işsizlik oranları ve kur değişkenine rastlanılmamıştır.

Literatür taramasında, yolsuzluk kontrolü ve bankaların kârlılığı arasındaki ilişkinin sadece kuramsal olarak tartışıldığı görülmüştür. Yolsuzluğun likidite dönüşümüne etkisi üzerine herhangi bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Çalışmada yolsuzluğun banka likidite dönüşümü üzerinde pozitif bir etki yarattığı görülmüştür. Bu sonuç, kamu düzenlemelerinin başarısız olduğu ve özel kurumların sistemlere erişimleri satın alabildikleri durumlarda yolsuzluk kontrolünün likidite riskini artırdığı şeklinde yorumlanabilir.

5. Sonuç

Likidite yönetimi konusunda finansal kurumların daha ciddi olmaları gerektiği uluslararası piyasalarda yaşanan 2008 küresel krizinden ve bankaların iflasından sonra daha iyi anlaşılmaya başlanmıştır. 2007 yılında ABD konut piyasalarında başlayan kriz, 2008 yılında kontrol edilemeyen likidite krizi safhasına geçmiştir. Likidite krizi sistematik karakter taşıdığından tüm dünya piyasalarını etkisi altına almıştır.

Uluslararası bankacılık sistemi üzerinde likidite riski üzerine çok sayıda çalışma bulunmasına rağmen, Türk bankacılık sektöründe bu konuda çok az çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalarda likidite riskini etkileyen faktörlerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu çalışmada ise Deep ve Schaefer (2004) ve Berger ve Bouwman (2006) metodolojisi kullanılarak likidite riski yönetimine farklı bir açıdan bakılmak istenmiştir. Deep ve Schaefer (2004)'in Likidite Dönüşüm Katsayıları hesaplanmış ve Türk Bankacılık sektörünün likidite riski incelenmiştir.

Yapılan ekonometrik analizler sonucunda Türk bankacılık sektöründe likidite yönetimini etkileyen faktörlerin aktif kârlılık oranı, mevduat / top-

lam pasif oranı, faiz gelirleri / faiz giderleri oranı, özel tahvil ihracı, enflasyon, işsizlik, ABD Dolar Kuru ve GSYİH olduğu bulunmuştur. Bu sonuçlara göre yatırımcıların, düzenleyici otoritelerin ve banka yönetiminin belirlenen göstergelere önem vermelerinde ve yönetim kararlarında bu değişkenleri takip etmelerinde fayda görülmektedir.

Bundan sonra yapılacak çalışmalarda uygulama döneminin uzatılmasının ve literatürde kullanılan diğer değişkenlerin de analize eklenmesinin anlamlı sonuçlar verebileceği düşünülmektedir. Ayrıca ABD (FED) ve Avrupa Merkez Bankası'nın (ECB) 2017 ve 2018 yılı para politikalarının bankaların likidite riski üzerinde önemli sonuçlar yaratabileceği düşünülmektedir. Bu itibarla FED ve ECB tarafından alınan kararlar sonrasında likidite riskini etkileyen faktörlerin gelişimlerinin incelenme de faydalı olacaktır.

Kaynakça

- AKHTAR, J., ve AMİN, N. A. S.; (2011), "A review on process conditions for optimum bio-oil yield in hydrothermal liquefaction of biomass", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15(3), 1615-1624.
- ALP, A., Ü. BAN, K. DEMİRGÜNEŞ, ve S. KILIÇ; (2010), "Türk Bankacılık Sektöründe Kârlılığın İçsel Belirleyicileri", *IMKB Dergisi*, 12, 1-15.
- ATHANASOGLU, P., DELİS, M., ve STAIKOURAS, C.; (2006), "Determinants of bank profitability in the South Eastern European region", *Bank of Greece Working Paper*, no. 47.
- AUŠRINĖ, L. ve RYTIS, K.; (2010), "Lithuanian Banks Liquidity Creation In 2004 – 2008", *ECONOMICS AND MANAGEMENT*, 15, 986-991.
- AYAYDIN, H. ve İ. KARAASLAN; (2014), "LİKİDİTE RİSKİ YÖNETİMİ: TÜRK BANKACILIK SEKTÖRÜ ÜZERİNE BİR ARAŞTIRMA", *Gümüşhane University Electronic Journal of the Institute of Social Science/Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 5(11).
- BARTH, J. R., NOLLE, D. E., PHUMIWASANA, T., ve YAGO, G.; (2003), "A cross-country analysis of the bank supervisory framework and bank performance", *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 12(2), 67-120.
- BHARGAVA A., FRANNÍ L. ve NARENDRANATHAN W.; (1982), "Serial Correlation and Fixed Effect Models", *The Review of Economic Studies*, 49, 33-549.
- BHATTACHARYA, S. ve THAKOR, A. V.; (1993), "Contemporary banking theory", *Journal of financial Intermediation*, 3(1), 2-50.
- BERGER, A. N. ve BOUWMAN, C. H.; (2006), "The measurement of bank liquidity creation and the effect of capital", *Available at SSRN 672784*.

- BOURKE, P.; (1989), "Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia", *Journal of Banking & Finance*, 13(1), 65-79.
- BRUNNERMEIER, M. K., ve PEDERSEN, L. H.;(2009), "Market liquidity and funding liquidity", *The review of financial studies*, 22(6), 2201-2238.
- BRUNNERMEIER M. K., KRISHNAMURTHY A., GORTON G. B.; (2012), "Liquidity mismatch measurement in Systemic Risk and Macro Modeling", NBER.
- BRUNNERMEIER, M., GORTON, G., ve KRISHNAMURTHY, A.; (2013), *Liquidity mismatch measurement. In Risk Topography: Systemic Risk and Macro Modeling. University of Chicago Press.*
- ÇELİK, S., ve Y.D. AKARIM; (2012), "Likidite Riski Yönetimi: Panel Veri Analizi ile İMKB Bankacılık Sektörü Üzerine Ampirik Bir Uygulama", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(1), 1-17.
- DEEP, A. ve SCHAEFER, G.; (2004), "Are banks liquidity transformers?", *KSG Working Paper*, no. RWP04-022.
- DEMİRGÜÇ-KUNT, A. ve HUIZİNGA, H.; (2000), "Financial Structure and Bank Profitability", *World Bank Policy Research Working Paper*, no. 2430.
- DEMİRGÜÇ, A., LAEVEN, L. ve LEVINE, R.; (2003), "The impact of bank regulations, concentration, and institutions on bank margins", *World Bank Policy Research Working Paper*, no. 3030.
- DİNGER, V.; (2009), "Do foreign-owned banks affect banking system liquidity risk?", *Journal of Comparative Economics*, 37(4), 647-657.
- DRISCOLL, J. C., ve KRAAY, A. C.; (1998), "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data", *Review of economics and statistics*, 80(4), 549-560.
- Ferda Yerdelen TATOĞLU; (2016), *Panel Veri Ekonometrisi. Beta yayınevi. Genişletilmiş 3 baskı.*
- GANIĆ, M.; (2014), "An Empirical Study on Liquidity Risk and its Determinants in Bosnia and Herzegovina", *The Romania Economic Journal*, 52.
- GONZÁLEZ-HERMOSILLO, M. B.;(1999), "Determinants of ex-ante banking system distress: A macro-micro empirical exploration of some recent episodes", *International Monetary Fund*.
- GORTON, G., ve WINTON, A.; (2000), "Liquidity provision and the social cost of bank capital", *working paper*.
- GÜLHAN, Ü., ve E. UZUNLAR.; (2011), "Bankacılık Sektöründe Kârlılığı Etkileyen Faktörler: Türk Bankacılık Sektörüne Yönelik Bir Uygulama/Factors Influencing the Bank Profitability: an Application on Turkish Banking Sector", *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15(1).
- ISMAL, R.; (2010), "Assessment of liquidity management in Islamic banking industry", *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 3(2), 147-167.
- IŞIL, G. ve N. ÖZKAN ;(2016), "İslami Bankalarda Likidite Riski Yönetimi: Türkiye'de Katılım Bankacılığı Üzerine Ampirik Bir Uygulama", *International Journal of Islamic Economics and Finance Studies*, 1(2).
- JACKLIN, C.J. and BHATTACHARYA, S.; (1988), "Distinguishing panics and information-based bank runs: Welfare and policy implications.", *Journal of Political Economy*, 96, 3, 568-592.
- KOSMİDOU, K., TANNA, S., ve PASİOURAS, F.; (2005), "Determinants of profitability of domestic UK commercial banks: panel evidence from the period 1995-2002", *In Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference*. 45,1-27.
- KOSMİDOU, K.; (2008), "The determinants of banks' profits in Greece during the period of EU financial integration", *Managerial Finance*, 34(3), 146-159.
- LARTEY, V. C., ANTWÍ, S., ve BOADÍ, E. K.; (2013), "The relationship between liquidity and profitability of listed banks in Ghana", *International Journal of Business and Social Science*, 4(3).
- MOLYNEUX, P. and THORNTON, J.; (1992), "Determinants of European bank profitability: A note", *Journal of banking & Finance*, 16(6), 1173-1178.
- MOORE, W.; (2009), "How do financial crises affect commercial bank liquidity? Evidence from Latin America and the Caribbean".
- NACEUR, S. B., ve KANDİL, M.; (2009), "The impact of capital requirements on banks' cost of intermediation and performance: The case of Egypt", *Journal of Economics and Business*, 61(1), 70-89.
- PASİOURAS, F., ve KOSMİDOU, K.; (2007), "Factors influencing the profitability of domestic and foreign commercial banks in the European Union", *Research in International Business and Finance*, 21(2), 222-237.
- POORMAN, F. Jr., BLAKE, J.; (2005), *Measuring and Modeling Liquidity Risk: New Ideas and Metrics. Financial Managers Society Inc. White Paper.*
- SAUNDERS, A., CORNETT, M. M.; (2006), *Financial Institutions Management: A Risk Management Approach. McGraw-Hill, Boston.*
- SHEN, C.-H., KUO, C.-J., and CHEN, H.-J.; (2001), "Determinants of Net Interest Margins in Taiwan Banking Industry", *Journal of Financial Studies*, 9, 47-83.
- SHEN C. H., CHEN Y. K., KAO L. F., YEH C. Y.; (2010), "Bank Liquidity Risk and Performance", *International Monetary Fund, Working Paper*.
- STEFFEN, S., HACKETHAL, A., ve TYRELL, M.; (2010), "Determinants of bank liquidity creation"
- TÜRKİYE BANKALAR BİRLİĞİ (TBB) (2016), "Türkiye'de Bankacılık Sektörü raporu 2012-2016 Eylül"
- VODOVA, P.; (2011), "Liquidity of Czech commercial banks and its determinants", *International Journal of Mathematical Models and Methods in Applied Sciences*, 5(6), 1060-1067.
- YILDIRIM, B. D.; (2011), "Türkiye'nin Finansal Piyasa Likiditesi, Ölçümü ve Analizi", *Central Bank Review*, 11(1), 11.

- 48 ZENGİN, S. ve S. YÜKSEL; (2016), "Likidite riskini etkileyen faktörler: Türk bankacılık sektörü üzerine bir inceleme.", *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 29, 77-95.
- WORLDBANK (2017), <http://databank.worldbank.org/data/databases/control-of-corruption>

EK 1

Analize Dahil Edilen Bankalar
Akbank T.A.Ş.
Alternatifbank A.Ş.
Anadolubank A.Ş.
Arap Türk Bankası A.Ş.
Bank Mellat
Burgan Bank A.Ş.
Citibank A.Ş.
Denizbank A.Ş.
Deutsche Bank A.Ş.
Fibabanka A.Ş.
Finans Bank A.Ş.
Habib Bank Limited
HSBC Bank A.Ş.
ICBC Turkey Bank A.Ş.
ING Bank A.Ş.
JPMorgan Chase Bank N.A.
Société Générale (SA)
Şekerbank T.A.Ş.
The Royal Bank of Scotland Plc.
Turkish Bank A.Ş.
Turkland Bank A.Ş.
Türk Ekonomi Bankası A.Ş.
Türkiye Cumhuriyeti Ziraat Bankası A.Ş.
Türkiye Garanti Bankası A.Ş.
Türkiye Halk Bankası A.Ş.
Türkiye İş Bankası A.Ş.
Türkiye Vakıflar Bankası T.A.O.
Yapı ve Kredi Bankası A.Ş.

The Impacts of Macroeconomic Uncertainty and Interest Rates on the Investment Spending: ARDL Co-integration Approach

Abstract

Havvanur Feyza ERDEM¹
Rahmi YAMAK²

The purpose of this study is to test the effects of macroeconomic uncertainty and interest rates on investment spending for Turkish economy. We have used quarterly data for the period of 2003-2016. The study uses three important econometric steps. In the first step, the macroeconomic uncertainty index is formed based on the Atta-Mensah (2004) approach. For this aim, moving standard deviation technique is used to calculate the volatilities of the stock market, general price level, economic activity and exchange rate. In the second step, macroeconomic uncertainty index is produced. In the third step, the long-run dynamic relationships are analyzed among macroeconomic uncertainty index, interest rates and investment spending and the effects of uncertainty index and interest rates on investment spending are tested using the ARDL co-integration test.

Keywords: *Macroeconomic Uncertainty, Investment Spending, ARDL.*

Makroekonomik Belirsizlik ve Faiz Oranlarının Yatırım Harcamaları Üzerindeki Etkileri: ARDL Eşbütünleşim Yaklaşımı

Öz

Bu çalışmanın amacı Türkiye ekonomisi için makroekonomik belirsizlik ve faiz oranlarının yatırım harcamaları üzerindeki etkilerini test etmektir. Çalışma üçer aylık 2003-2016 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada üç önemli ekonometrik aşama kullanılmaktadır. İlk aşamada, Atta-Mensah (2014) yaklaşımı temel alınarak makroekonomik belirsizlik endeksi oluşturulmuştur. Bu amaçla borsa endeksi, fiyatlar genel düzeyi, ekonomik aktivite ve dolar kuru oynaklıkları hareketli standart sapma yöntemi ile elde edilmiştir. İkinci aşamada, makroekonomik belirsizlik endeksi üretilmiştir. Üçüncü aşamada, makroekonomik belirsizlik endeksi ve faiz oranları ile yatırım harcamaları arasındaki uzun dönemli dinamik ilişkiler analiz edilmiştir. Bu çalışmada, endeksin ve faiz oranlarının yatırım harcamaları üzerindeki etkileri ARDL ko-entegrasyon testi kullanılarak test edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: *Makroekonomik Belirsizlik, Yatırım Harcamaları, ARDL.*

¹ Assist. Prof. Dr., The Department of Econometrics, Karadeniz Technical University, Trabzon/ Turkey, havvanurerdem@ktu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0002-3730-1793

² Prof. Dr., The Department of Econometrics, Karadeniz Technical University, Trabzon/ Turkey, yamak@ktu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0002-2604-1797

1. Introduction

The theoretical and empirical macroeconomic literature studies the effects of uncertainty and interest rates on investment spending. Investment decisions in all economies require forecasting what will happen in the future. However, no one can predict exactly the future. There will always be some uncertainty about it. The effect of uncertainty and interest rates on investment spending has been analysed using theoretical models through different channels. In the related theory, the effect of the uncertainty on investment spending can be positive or negative. The result is related to assumptions about adjustment costs and risk aversion. For example, Ferderer (1993) found that uncertainty affects investment negatively but the result was statistically insignificant. According to Serven (1998) and Byrne and Davis (2005), the relationship between uncertainty and private investment is significantly negative for developing countries. According to their results, uncertainty affects investment negatively. The effect of government spending and uncertainty on private fixed investment in services sector was analyzed by Ahman and Qayyum (2008). In their studies, the results also show that macroeconomic uncertainty affects private investment negatively. Recently, Gilchrist et al. (2014) investigated how the interaction of uncertainty and credit spreads affects investment dynamics. They used micro-level data set to document the tight link between corporate bond credit spreads and uncertainty. The result of their study indicates that uncertainty shocks affect aggregate investment, negatively. As can be seen from above, the link between uncertainty and investment spending relationship has attracted a great deal of theoretical attention in recent years. However, they do not make a consensus about how to calculate macroeconomic uncertainty as an index. For example, Ferderer (1993), Serven (1998), Goel and Ram (2001), Byrne and Davis (2005), Bredin and Fountas (2005), Kumo (2006), Cronin et al. (2011), Guglielminetti (2013) described macroeconomic uncertainty as the individual uncertainty of the macroeconomic variables such as exchange rate uncertainty, money growth uncertainty, stock index uncertainty, inflation uncertainty. However, there are studies that describe and estimate uncertainty as an index such as *Atta-Mensah (2004)*, *Gan (2013)* and *Baker et al. (2015)*.

Atta-Mensah (2004) determined macroeconomic variables that cause to an economic uncertainty in Canada economy. In his study, a macroeconomic uncertainty index was produced. *Erdem and Yamak (2016)* obtained an uncertainty series by using *Atta-Mensah's* approach. *Gan (2013)*, *Erdem and Yamak (2016)* described the macroeconomic uncertainty index in the loss function of Central Bank. *Baker et al. (2015)* developed a new index of economic policy uncertainty. Their index bases the frequency of newspaper references to economic policy uncertainty, the number of federal tax code provisions set to expire, and the extent of forecaster disagreement over future inflation and government purchases.

Within this framework, the objective of this paper is to address two empirical questions. First, do macroeconomic uncertainty and interest rates have any impact on investment spending for Turkish economy? "Second, could a macroeconomic uncertainty index be produced by using a simpler and more effective approach?"

The study uses three important econometric steps. Firstly, moving standard deviation technique is used to estimate the volatilities of the stock market, general price level, economic activity, and exchange rate. Secondly, macroeconomic uncertainty index is calculated. Thirdly, the impacts of macroeconomic uncertainty index and interest rates on investment spending are examined. In section 2, we provide the literature review and in section 3 data and methodology. In section 4, we present empirical findings, and section 5 gives concluding remarks.

2. Literature Review

The impact of uncertainty and interest rates on investment spending has recently attracted a great deal of attention in the theoretical and empirical literature. For example, *Rittenberg (1991)* investigated the effect of interest rate policy on investment spending in Turkey. The data of the study covered the years of both financial repression and liberalization. According to *Rittenber (1991)*, there is a positive relationship between investment and interest rates for the years of both financial repression and liberalization.

The study of *Ferderer (1993)* is one of basic papers about the uncertainty-investment link. He tested the empirical relationship between uncertainty and investment spending, by using regression analysis. In his study, the risk premium was used as an uncertainty variable. According to his study, uncertainty had a negative impact on investment spending. However, uncertainty statistically did not have any effect on investment spending. *Leahy and Whited (1995)* used a panel of U.S manufacturing firms data and found that there was a negative impact of uncertainty on irreversible investment. In 1998, *Serven* re-examined empirically the investment-uncertainty link employing a large macroeconomic data set for developing countries, including 94 developing countries for the period of 1970-1995. Instead of the sample variability of individual macroeconomic variables, he used the dispersion of the innovations to the selected macroeconomic variables to construct the measures of uncertainty. By estimating an empirical investment equation under panel data econometric methods, *Serven (1998)* found a significant negative effect of measures of macroeconomic uncertainty on investment. In the study, another finding is that private investment is negatively affected by real interest rate.

Using micro-level panel data on three countries, Argentina, Mexico and Turkey that are argued to appear as a trio where financial liberalization program were first tested at full scale, *Demir (2009)* investigated the importance of macroeconomic uncertainty and country risk on real investment. In order to measure macroeconomic uncertainty and instability, he used bi-annual average standard deviations of monthly variables and bi-annual average standard deviations based on AR(1) and GARCH(1,1) and based on micro-level company panel data for 1990-2003. His results indicate that there is a direct link between macroeconomic uncertainty and private investment spending in these three developing countries.

In addition, *Ghosal and Loungali (2000)* tested the impact of profit uncertainty on investment. They found that the relationship between investment and uncertainty was negative. *Holland et al. (2000)* indicated that aggregate uncertainty had a crucial role in investment decision making in terms of option-based investment models, by using regression analysis. They tested the relationship between uncertainty and investment spending. For this aim, they used aggregate data that were quarterly and covered the periods of 1972-1992. They found a statistically significant short-term negative relationship between aggregate uncertainty and the rate of investment. *Bekoe and Adom (2013)* used Ghanaian time series for the period of 1975 to 2008 in order to examine empirically the link between investments and uncertainty. In their empirical analysis, they employed GARCH(1,1) approach. They used five key macroeconomic variables (inflation, the relative price of capital goods, the growth of output, the real exchange rate and the terms of trade) to measure proxies for uncertainty. They constructed uncertainty indicators for the five macroeconomic variables. After producing uncertainty variables, they used fully modified OLS, their findings reveal a significant negative effect of all five macroeconomic uncertainty indicator variables on private investment. In their study, it was also found that real interest rate has a significant effect on private investment.

3. Data and Methodology

The data used in the current study cover the period of 2003:01-2016:02 (quarterly) for Turkish economy. All data are obtained from the Electronic Data Delivery System of the Central Bank of the Republic of Turkey. All data were seasonally adjusted by using the Census X12 method. Table 1 presents the summary of variables.

Table 1. The Summary of Variables

EX	<i>External Shocks (The Bilateral Exchange Rate between Turkey and the United States)</i>
EXVOL	<i>Volatility of the External Shocks</i>
BIST	<i>Stock Market (BIST Index)</i>
BISTVOL	<i>Volatility of the Stock Market</i>
CPI	<i>Consumer Price Index</i>
CPIVOL	<i>Volatility of the Consumer Price Index</i>
GDP	<i>Economic Activity</i>
GDPVOL	<i>Volatility of the Economic Activity</i>
R	<i>Interest Rates</i>
I	<i>Real Investment Spending (Gross Fixed Capital Formation)</i>
EUI	<i>Economic Uncertainty Index</i>

This study uses three important econometric steps:

- *Firstly*, the macroeconomic uncertainty index is formed based on the Atta-Mensah (2004) approach. Before starting the analysis, moving standard deviation technique is applied to get the volatilities of the stock market, consumer price index, economic activity, and exchange rate.

- *Secondly*, the macroeconomic uncertainty index is calculated by using Atta-Mensah (2004) approach as follows:

$$EUI = \sum_i^n \omega_i \left(\frac{vol_i - \overline{vol}_i}{\sigma_{vol}} \right) \quad (1)$$

where *EUI* is the macroeconomic uncertainty index, vol_i is the volatility of the factor i , \overline{vol}_i is the average volatility, σ_{vol} is the standard deviation of volatility, and ω_i is the weight attached to each factor.

- *Thirdly*, the effects of macroeconomic uncertainty index and interest rates on investment spending are examined by using the ARDL cointegration approach¹.

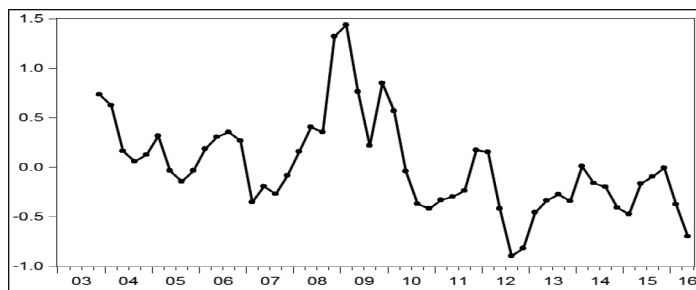
4. Empirical Results

Table 2 presents the descriptive statistics of all series. As seen in Table 2, mean values of volatilities of the stock market, consumer price index, economic activity, and exchange rate are 0.119, 0.025, 0.022, 1.723, respectively. Also, the standard deviations of volatilities of the stock market, consumer price index, economic activity, and exchange rate are found as 0.06, 0.005, 0.01, 0.172, 0.47, respectively.

¹ Pesaran and Shin (1999).

Table 2. Descriptive Statistics

	<i>BISTVOL</i>	<i>CPIVOL</i>	<i>GDPVOL</i>	<i>EXVOL</i>
Mean	0.1199	0.0259	0.0227	1.7231
Median	0.1015	0.0257	0.0197	1.5352
Maximum	0.3018	0.0379	0.0594	2.9464
Minimum	0.0262	0.0133	0.0033	1.1880
Std. Dev.	0.0684	0.0058	0.0127	0.4760
Skewness	0.8840	-0.0595	0.7880	1.3056
Kurtosis	2.9153	2.6518	3.1349	3.7858

Figure 1. Uncertainty Index of Turkish Economy**Table 3.** The Results of ADF Unit-Root Test

<i>Variables</i>	<i>Level</i>		<i>First Difference</i>	
	<i>Constant</i>	<i>Constant+Trend</i>	<i>Constant</i>	<i>Constant+Trend</i>
I	-2.1928	-3.3739*	-4.1353***	-4.1535***
R	-6.6586***	-5.5679***	-5.2335***	-5.6597***
EUI	-2.5471	-3.6500**	-6.3502***	-6.2517***

Note:*** is significance level of 1%, ** is significance level of 5% and * is significance level of 10%.

Macroeconomic uncertainty index is obtained as weighted average of the estimated volatilities. The macroeconomic uncertainty index is constructed as follows:

$$EUI = \sum_i^n \omega_i \left(\frac{vol_i - \overline{vol}_i}{\sigma_{vol}} \right)$$

Economic uncertainty index of Turkish economy is shown in Figure 1. The figure reveals that economic uncertainty takes on its highest value at the first period of 2009 and on its lowest value at the second period of 2012.

After getting the uncertainty index, the impacts of macroeconomic uncertainty index and interest rates on investment spending are examined by using the ARDL co-integration approach. To apply ARDL approach, we must determine the order of integration for R, EUI, and I. For this aim, the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP)² unit root tests were applied for the level and first difference of R, EUI, and I. Tables 3 and 4 present the results of the ADF and PP test statistics.

2 Dickey and Fuller (1979), Phillips and Perron (1988).

Table 4. The Results of PP Unit-Root Test

<i>Variables</i>	<i>Level</i>		<i>First Difference</i>	
	<i>Constant</i>	<i>Constant+Trend</i>	<i>Constant</i>	<i>Constant+Trend</i>
I	-2.1445	-2.6041	-4.1581***	-4.1966***
R	-6.4412***	-5.4444***	-5.1135***	-5.5737***
EUI	-2.5998*	-2.9896	-8.5579***	-8.5091***

Note: *** is significance level of 1%, ** is significance level of 5% and * is significance level of 10%.

The ADF and PP unit root test results indicate that the variables I and EUI were found to be stationary in their first differences at 1% significance level. However, the variable R was found to be stationary in its level at 1% significance level. Therefore, in this study, the ARDL approach is used to investigate the possible long-run relationship between investment, uncertainty and interest rates. Firstly, we must determine the presence of long-run relationship between the variables. For this aim, bounds test is applied. The ARDL bound test is based on Wald-test (F-statistic). The asymptotic distribution of the Wald test is non-standard. The null hypothesis of Wald test indicates that there is no co-integration among the variables. Pesaran et al. (2001) suggests two critical values for the co-integration test. Table 5 indicates that the results of the bounds test. As seen in Table 5, the F-statistics is 8.36 and the value of this statistics is greater than the upper critical value bounds. Therefore, there is long-run relationship between the variables. According to the results of Table 5, in a common long-run equilibrium, uncertainty, interest rates, and investment spending are co-integrated. In addition, in Table 5, the short run and long run coefficients of ARDL are given.

Table 5. ARDL Bounds Test Results-Short and Long Run Coefficients

Test Statistic		Value	k
F-statistic		8.3628***	2
Critical Value Bounds			
Significance		I0 Bound	I1 Bound
10%		2.63	3.35
5%		3.1	3.87
2.5%		3.55	4.38
1%		4.13	5
Short Run Coefficients			
<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>
ΔI_{t-1}	0.293	0.10	2.923***
ΔEUI	-0.036	0.015	-2.439821**
ΔR	0.0012	0.003	0.4
Long Run Coefficients			
<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>
I_{t-1}	-0.223	0.04	-5.37***
EUI_{t-1}	-0.056	0.015	-3.86***
R_{t-1}	-0.004	0.001	-3.604***

Note: **, *** indicate significance at the 5% level and 1% level, respectively. Akaike information criterion was used for the lag length selection criteria. In the model, maximum lag length is 4, optimal lag length is 1 for each variable.

Table 6. ARDL Long Run Coefficient

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
R	-0.0189	0.0047	-3.9582	0.0003
EUI	-0.2519	0.0520	-4.8357	0.0000
C	15.9582	0.0682	237.43	0.0000

<i>Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test</i>			
Obs*R-squared	1.5913	Prob. Chi-Square(1)	0.2071

<i>Heteroskedasticity Test: ARCH</i>			
Obs*R-squared	1.0818	Prob. Chi-Square(1)	0.2983

Table 6 shows that the results of long run coefficients. Since in the investment equation the dependent variable is in logarithm form and the independent variables are in level (or original) form, the estimated regression is in Log-Linear functional form. As seen from Table 6, the estimated long-run coefficients of R and EUI are -0.0189 and -0.2519, respectively. The coefficients are statistically significant at 1% level. As expected, only coefficient of constant term is positive. In the long-run investment equation, the estimated long-run elasticity coefficient of uncertainty is calculated as -0.0026 (-0.2519*0.0104). The elasticity coefficient of uncertainty implies that investment spending increases (decreases) by 0.02 percent if uncertainty index decreases (increases) by 10 percent. Similarly, the coefficient of interest rate is -0.0189. The coefficient is statistically significant. This coefficient also implies that investment spending increases (decreases) by 2.8 percent if interest rates decrease (increases) by 10 percent. Because, the estimated long-run elasticity coefficient is -0.28

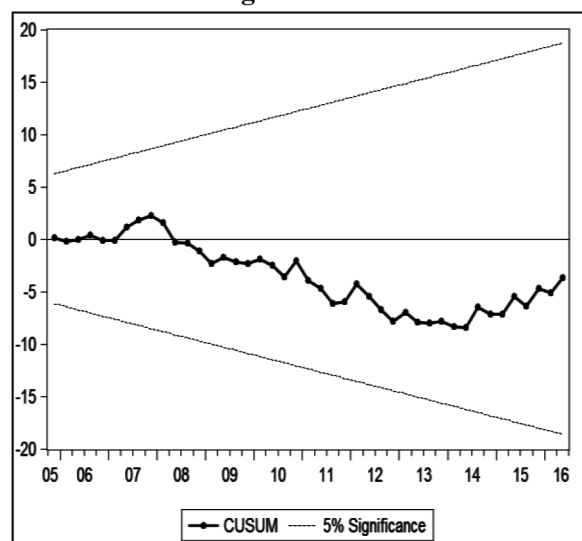
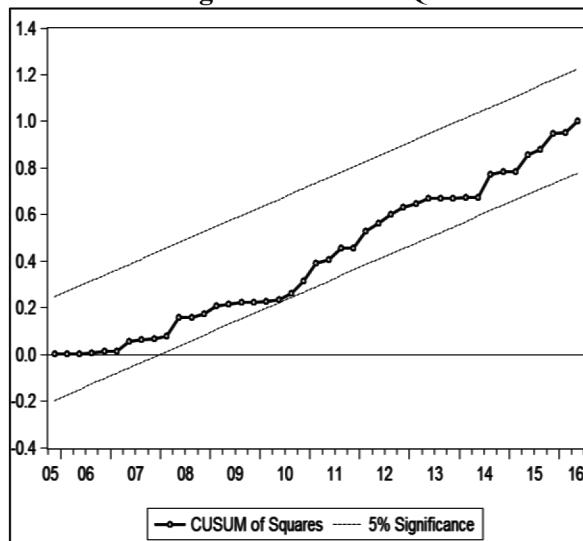
(-0.0189*14.8164). Table 6 shows the results of diagnostic tests such as serial correlation and heteroscedasticity. As seen as Table 6, there are no autocorrelation and heteroscedasticity problems.

Table 7 shows cointegrating form. The cointegrating form is Error Correction Model (ECM) and ECM bases on the model that was given in Table 5. As seen from Table 7, in the short run, macroeconomic uncertainty index has a strong impact on investment spending. The index affects private investment spending as negative. It also negatively affects private investment spending in long run. However, there is no statistically significant relationship between interest rates and investment spending in the short run. In other words, real investment spending is not sensitive to interest rates in the short run.

Based on this test and regression model, the decision of ECM model estimation should be made

Table 7. Cointegrating Form

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
$\Delta(I(-1))$	0.2922	0.0915	3.1922	0.0026
$\Delta(R)$	0.0011	0.0025	0.4707	0.6402
$\Delta(EUI)$	-0.0356	0.0129	-2.7463	0.0088
CointEq(-1)	-0.2224	0.0371	-5.9820	0.0000

Figure 2: CUSUM**Figure 3: CUSUM Q**

Figures 2-3 present CUSUM and CUSUM Q of the estimated ARDL model. We can see in Figures 2-3, all estimated coefficients are stable.

5. Conclusions

In this study, the impacts of macroeconomic uncertainty and interest rates on investment spending were investigated. The data used in this study cover the period of 2003-2016 for Turkish economy. In this study, the macroeconomic uncertainty index was formed based on the Atta-Mensah (2004) approach. Then, the long-run dynamic relationships were analyzed among macroeconomic uncertainty index, interest rates and investment spending. For this aim, ARDL co-integration test was used.

According to findings of this study, macroeconomic uncertainty takes on its highest value at the first period of 2009 and on its lowest value at the second period of 2012 in Turkish Economy. When real investment spending was used to be dependent variable, the relationship among investment spending, uncertainty and interest rates was found to be co-integrated. It means that real investment spending, macroeconomic uncertainty and interest rates were linked in a common long-term equilibrium. According to the findings of the estimated ARDL model, real investment spending is sensitive to macroeconomic uncertainty both in short and long run. However, interest rates affect negatively real investment spending only in long run. For short run, investment is not sensitive to interest rates. Real investment spending increases

(decreases) by 0.02 percent if uncertainty index decreases (increases) by 10 percent. When interest rates decrease (increase) by 10 percent, investment spending increases (decreases) by 2.8 percent.

References

- AHMAD, Imtiaz and Abdul QAYYUM; (2008), "Effect of Government Spending and Macro-Economic Uncertainty on Private Investment in Services Sector: Evidence from Pakistan", *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 11673, pp. 83-95.
- ATTA-MENSAH, Joseph; (2004), "Money Demand and Economic Uncertainty", *Bank of Canada Working Papers*, 25, pp. 1-28.
- BAKER, Scott R., BLOOM, Nicholas and Steven J. DAVIS; (2015), "Measuring Economic Policy Uncertainty", *National Bureau of Economic Research*, w21633, pp. 1-75.
- BEKOE, William and Philip Kofi ADOM; (2013), "Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in Ghana: An Empirical Investigation", *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(2), pp. 276-293.
- BREDIN, Don and Stilianos FOUNTAS; (2005), "Macroeconomic Uncertainty and Macroeconomic Performance: Are They Related?", *The Manchester School*, 73(s1), pp. 58-76.
- BROWN, Robert L., DURBIN, James and James M. EVANS; (1975), "Techniques for testing the Constancy of Regression Relations over Time", *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), pp. 149-163.
- BYRNE, Joseph P., and E. Philip DAVIS; (2005), "Investment and uncertainty in the G7", *Review of World Economics*, 141(1), pp. 1-32.
- CRONIN, David, KELLY, Robert and Bernard KENNEDY; (2011), "Money Growth, Uncertainty and Macroeconomic Activity: A Multivariate GARCH Analysis", *Empirica*, 38(2), pp. 155-167.

- DEMİR, Firat; (2009), "Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in Argentina, Mexico and Turkey", *Applied Economics Letters*, 16(6), pp. 567-571.
- DICKEY, David A. and Wayne A. FULLER; (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(336a), pp. 427-431.
- ERDEM, Havvanur Feyza and Rahmi YAMAK; (2016), "Measuring the Optimal Macroeconomic Uncertainty Index for Turkey", *Economic Annals*, 61(210), pp. 7-22.
- ERDEM, Havvanur Feyza and Nebiye YAMAK; (2016), "Makroekonomik Belirsizlik Endeksinin Reel Sektör Üzerindeki Etkileri: Atta-Mensah Yaklaşımı", *Xth International Statistics Days Conference, Giresun, Abstracts and Proceedings Book*, pp. 278-287.
- FERDERER, Peter J.; (1993), "The Impact of Uncertainty on Aggregate Investment Spending: An Empirical Analysis", *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, pp. 30-48.
- GAN, Pei-Tha; (2014), "The Optimal Economic Uncertainty Index: A Grid Search Application", *Computational Economics*, 43(2), pp. 159-182.
- GILCHRIST, Simon, SIM, Jae W. and Egon ZAKRAJSEK; (2014), "Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics", *NBER Working Paper Series*, 20038: 1-58. <http://www.nber.org/papers/w20038>
- GOEL, Rajeev K. and Rati RAM; (2001), "Irreversibility of R&D Investment and the Adverse Effect of Uncertainty: Evidence from the OECD Countries", *Economics Letters*, 71(2), pp. 287-291.
- GHOSA, Vivek and Prakash LOUNGANI; (2000), "The Differential Impact of Uncertainty on Investment in Small and Large Businesses", *The Review of Economics and Statistics*, 82(2), pp. 338-343.
- GUGLIELMINETTI, Elisa; (2013), "The Effects of Uncertainty Shocks on the Labor Market: A Search Approach", [online] <http://econ.sciences-po.fr/sites/default/files/Elisa.pdf>.
- HOLLAND, A. Steven, Steven H. OTT, and Timothy J. RIDDI-OUGH; (2000), "The Role of Uncertainty in Investment: An Examination of Competing Investment Models Using Commercial Real Estate Data", *Real Estate Economics*, 28(1), pp. 33-64.
- KUMO, Wolassa L.; (2006), "Macroeconomic Uncertainty and Aggregate Private Investment in South Africa", *South African Journal of Economics*, 74(2), pp. 190-204.
- LEAHY, John V, and Toni M. WHITED; (1995), "The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts", *National Bureau of Economic Research*, w4986, pp. 1-29.
- PESARAN, M. Hashem and Bahram PESARAN; (1997), "Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis", Oxford University Press, Oxford.
- PESARAN, M. Hashem and Yongcheol SHIN; (1999), "Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", In: Storm S, editor. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: the Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press; [chapter 1].
- PESARAN, M. Hashem, Yongcheol SHIN and Richard J. SMITH; (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.
- PHILLIPS, Peter C. and Pierre PERRON; (1988), "Testing for A Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2), pp. 335-346.
- RITTENBERG, Libby; (1991), "Investment Spending and Interest Rate Policy: The Case of Financial Liberalisation in Turkey", *The Journal of Development Studies*, 27(2), pp. 151-167.
- SERVEN, Luis; (1998), "Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in Developing Countries: An Empirical Investigation", *World Bank Policy Research Working Paper*, (2035), pp. 1-34.