

## Türkiye’de Ölçek Bazında KOBİ Kredileri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi (2006-2016)

### The Relationship between Scale-Based SME Credits and Economic Growth in Turkey: Cointegration and Causality Analysis (2006-2016)

**Dr. Öğr. Üyesi N. Savaş Demirci**

**Başvuru Tarihi:** 21.12.2016

**Kabul Tarihi:** 18.05.2017

#### Öz

KOBİ’ler hem gelişmekte olan hem de gelişmiş ülkelerde istihdama, katma değere, ihracata ve inovasyona yüksek oranlarda katkıda bulunmaktadır. Ekonomilerin stratejik birimleri olan KOBİ’ler, karakteristik olarak sınırlı özkaynaklarla kurulduklarından ve faaliyet gösterdiklerinden dolayı; dış kaynaklardan sağlanan finansman, KOBİ’lerin büyüebilmeleri için zorunlu hale gelmektedir. KOBİ’lerin büyümesi ile ekonomik büyüme arasında pozitif ilişki bulunmakta ve bu noktada bu işletmelerin en çok kullandıkları dış finansman kaynağı konumundaki banka kredileri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki de önemli hale gelmektedir. Çalışmada ekonomik büyümeyi temsilen sanayi üretim endeksi ile yurtiçi bankaların mikro, küçük ve orta büyüklükteki işletmelere kullandığı nakdi kredi hacmi arasındaki ilişkiler; 2006-2016 dönemi aylık verileriyle Türkiye için Johansen eşbütünleşme testi, VAR modeline ve VECM’ye dayalı Granger nedensellik testleri ile araştırılmıştır. Ekonometrik analiz sonuçları; ekonomik büyüme ve mikro işletme kredilerinin eşbütünleşik olduğunu, aralarında pozitif bir ilişkinin bulunduğunu ve uzun dönemde ekonomik büyümeden mikro işletme kredilerine doğru bir nedenselliğin varlığını göstermektedir. Kısa dönemde ekonomik büyümeden küçük işletme kredilerine doğru da nedensellik tespit edilmiştir. Analiz sonuçları; finansal sektörün reel ekonominin ihtiyaçlarına göre şekil aldığı savunulan talep-takipli görüşü, mikro ve küçük işletme kredi piyasaları ve ekonomik büyüme ekseninde, desteklemektedir.

**Anahtar Kelimeler:** KOBİ’ler, Banka kredileri, Eşbütünleşme, Vektör otoregresif (VAR) model, Vektör hata düzeltme modeli (VECM)

#### Abstract

SMEs contribute to employment, value-added, export and innovation at high rates in both developing and developed countries. Because SMEs that are strategic units of economies are established and operate characteristically with insufficient owners’ equities, external financing sources are compulsory to grow. There is a positive relationship between SMEs growth and economic growth and at this point relationship between bank credits which are most used external financing source by SMEs and economic growth becomes important. In this article relations between industry production index used as a proxy for economic growth and volume of cash credits to micro, small and medium sized enterprises given by domestic banks have been searched for Turkey with 2006-2016 monthly data by using Johansen cointegration test, VAR model and VECM based Granger causality tests. Econometric analysis results show that economic growth and bank credits to micro enterprises are cointegrated, there is a positive relationship between these variables and causality from economic growth to micro enterprise credits in the long run. And causality from economic growth to small enterprise credits in the short run has also been found. Analysis results in the axis of micro and small enterprise credit market and economic growth support the demand following view stating that financial sector follows real economy.

**Keywords:** SMEs, Bank credits, Cointegration, Vector autoregressive (VAR) model, Vector error correction model (VECM)

## Giriş

Küçük ve orta büyüklükteki işletmeler (KOBİ'ler); çok çeşitli iş kollarında ve pazarlarda farklı tutarda sermayelerle, finansal yapılarla, risk algılarıyla ve büyüme hedefleriyle faaliyet gösterebilen, karakteristik olarak sınırlı varlıklara sahip işletmelerdir. Soğakın köşesindeki kahve dükkânından uluslararası piyasalara yedek parça üreten orta ölçekli bir tesise dek farklı özellikteki birçok işletmeyi bünyesinde bulundurabilen KOBİ'ler, büyüklüklerine bağlı olarak birtakım avantajların yanında dezavantajlara da sahiptir (OECD, 2004, s.10). Değişimlere hızlı cevap verebilme yeteneği, esnek operasyon kabiliyeti, hızlı karar alma süreçleri, bürokrasinin yoğun olmadığı basit organizasyon yapısı, yüksek inovasyon potansiyeli, dinamik stratejiler, müşteriler ile daha yakın ilişki kurma fırsatı ve göreceli düşük işçi maliyetleri KOBİ'lerin sahip olduğu avantajlar arasındadır. Ye-

tersiz sermaye, düşük maliyetli finansal kaynaklara erişim zorluğu, nitelikli personel eksikliği, ölçek ekonomisinin sağladığı avantajlardan yararlanamama, geleneksel ve profesyonel olmayan yönetim anlayışı, bilgi teknolojilerine sınırlı entegrasyon, büyük tutarlı yatırım gerektiren sektörlerle girememe ve az sayıdaki müşteriye bağımlılık da bu işletmelerin sahip olduğu başlıca dezavantajlardır (Ebrahim vd., 2010, s.2371-72; Pepryn ve Kubickova, 2011, s.168). KOBİ'ler genel olarak birçok ortak özelliğe sahip olmakla beraber bu işletmelere yönelik ortak uluslararası standart bir tanım bulunmamaktadır. Devletler, uluslararası ekonomik birlikler ve kalkınma kuruluşları birbirinden farklı birçok KOBİ tanımı kullanırken KOBİ'lerin tanımlanmasında en sık kullanılan kriterler çalışan sayısı, satış hasılatı ve varlık değeridir. En büyük politik-ekonomik birlik konumundaki Avrupa Birliği'nde (AB) mevcut KOBİ tanımı aşağıdaki gibidir:

**Tablo 1. Avrupa Birliği'nde KOBİ Tanımı**

Tanım kriteri	Mikro	Küçük	Orta
Çalışan sayısı	≤9	10-49	50-249
Yıllık net satış hasılatı (Milyon Avro)	≤2	≤10	≤50
Yıllık mali bilanço değeri (Milyon Avro)	≤2	≤10	≤43

Kaynak: 2003/361/EC Sayılı Avrupa Komisyonu Tüzüğü

2005'e dek ortak bir KOBİ tanımının bulunmadığı Türkiye'de ise aynı yıl ortak KOBİ tanımına geçilmiş, ilgili düzenleme 2012'de revize edilerek net satış hasılatı ve mali bilanço değeri üst sınırı 25 milyon TL'den 40 milyon TL'ye çıkarılmıştır. AB'nin 2003'te üye

ülkelere tavsiye niteliğinde yayınladığı ortak KOBİ tanımına geçmesi de ülkemizdeki uyumlaştırma çalışmalarına katkı sağlamış ve süreci hızlandırmıştır. Ülkemizde mikro, küçük ve orta büyüklükteki işletmeleri sınıflandıran KOBİ tanımı da şu şekildedir:

**Tablo 2. Türkiye'de KOBİ Tanımı**

Tanım kriteri	Mikro	Küçük	Orta
Çalışan sayısı	≤9	10-49	50-249
Yıllık net satış hasılatı (Milyon TL)	≤1	≤8	≤40
Yıllık mali bilanço değeri (Milyon TL)	≤1	≤8	≤40

Kaynak: 2005/9617 No'lu Küçük ve Orta Büyüklükteki İşletmeleri Tanımı, Nitelikleri ve Sınıflandırılmaları Hakkında Yönetmelik

İlgili yönetmeliğe göre çalışan sayısı 250'nin altında ve yıllık net satış hasılatı (geliri) veya mali bilanço değeri (aktif toplamı) 40 milyon TL'yi aşmayan işletmeler KOBİ olarak kabul edilmektedir.

Dünya Bankası'nın bünyesinde faaliyet gösteren Uluslararası Finans Kuruluşu'nun (IFC) yaptırdığı araştırmaya göre ülkelerin kendi KOBİ tanımları dikkate alındığında 2010 itibarıyla 132 ülkede 89

milyonu gelişmekte olan ülkelerde ve 36 milyonu da gelişmiş ülkelerde olmak üzere yaklaşık 125 milyon kayıtlı KOBİ bulunmaktadır. Kayıt dışı işletmeler de dikkate alındığında dünyadaki toplam KOBİ sayısı 500 milyona yaklaşmaktadır (Kushnir vd., 2010, s.2; Stein vd., 2010, s.2). Dünyadaki tüm işletmelerin sayıca %95'inden fazlasını oluşturan KOBİ'ler ülke ekonomilerinin de sürükleyici unsurları arasında yer almaktadır (Edinburgh Group, 2013, s.7). Bu işletmeler hem gelişmekte olan hem de gelişmiş ülkelerde istihdama, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'ya (GSYİH), ihracata ve inovasyona ciddi katkılarda bulunmaktadır. Ülkemizde de toplam girişimlerin %99,8'ini oluşturan KOBİ'ler ekonomi açısından hayati bir konuma sahiptir. Bu işletmeler en güncel verilere göre ülkemizde toplam istihdamın %74'ünü karşılamakta, GSYİH'ya %53 oranında katkı sağlamakta, ihracatın %56'sını ve araştırma-geliştirme (AR-GE) harcamalarının da yaklaşık %17'sini gerçekleştirmektedir (tuik.gov.tr). KOBİ'lerin ekonomilere katkıları özellikle gelişmekte olan ülkelerde istatistiki verilerden daha büyük anlamlar taşımaktadır. KOBİ'ler büyük ölçekli işletmelere göre daha emek-yoğun olduklarından düşük gelirli hane halkları için istihdam olanakları oluşturarak yoksulluğun azaltılmasını sağlamakta ve coğrafi anlamda göreceli olarak dengeli bir dağılım sergilediklerinden bölgesel gelişmişlik farklarının artmasını önleyerek gelirin daha adaletli dağılımına katkı sunmakta ve ekonomik ve sosyal kalkınmayı desteklemektedir (Hobohm, 2001, s.3-4; Harvie, 2010, s.1). Bu işletmeler ayrıca çıktı ve istihdam artışı ile üretim, yatırım ve tüketim kanalları vasıtasıyla ekonominin diğer kesimini de dolaylı yoldan desteklemektedir (Tambunan, 2006, s.6).

Ekonomik ve sosyal hayata çeşitli kanallar aracılığıyla katkıda bulunan KOBİ'lerin büyümesi ile ekonomik büyüme arasında teorik olarak pozitif bir ilişki beklenmektedir. Bu ilişki üzerine yapılan az sayıda ampirik çalışma da bu görüşü desteklemektedir. Beck vd. (2005), 1990-2000 yıllarını ve 45 ülkeyi kapsayan çalışmalarında KOBİ'lerin ekonomi içindeki ağırlıkları arttıkça ülkelerin daha yüksek ekonomik büyüme oranlarına ulaştıklarını ortaya koymuştur. Hu (2010), 1960'lı ve 1990'lı yıllar arasındaki verilerle 37 ülke üzerine yaptığı çalışmada gelişmekte olan ülkelerde KOBİ'lerin istihdam payıyla, gelişmiş ülkelerde ise KOBİ'lerin toplam girişimler içindeki payıyla ekonomik büyüme arasında pozitif ilişkilerin varlığına ulaşmıştır. Leegwater ve Shaw (2008) ise, 1990-2005

döneminde 60 ülkeyi kapsayan analizlerinde KOBİ istihdamının toplam istihdama oranı yüksek olan ekonomilerin daha hızlı büyüdüklerini göstermiştir.

Ekonomilerin stratejik birimleri olan ve ekonomik büyümeyle de yakın bir ilişki içerisinde bulunan KOBİ'ler; faaliyete başlamak, yeni yatırımlar yapmak, yeni işgücü istihdam etmek, uluslararası pazarlara girmek, inovasyon faaliyetlerinde bulunarak yeni ürünler ve süreçler geliştirmek, verimliliği artırmak, riskliliği düşürmek ve büyümek için finansmana ihtiyaç duyar. KOBİ'ler karakteristik olarak sınırlı öz-kaynaklarla kurulduklarından ve faaliyet gösterdiklerinden dolayı; dış kaynaklardan sağlanan finansman, KOBİ'lerin büyüebilmeleri için zorunludur. Banka kredileri tüm dünyada KOBİ'lerin en çok kullandıkları dış finansman kaynağıdır (OECD, 2015, s.6). KOBİ'lerin kullandıkları banka kredilerinin dış finansman kaynaklarındaki payı ortalama %50 ile %70 arasında değişmektedir. Banka kredileri en çok kullanılan dış finansman kaynağı olmakla birlikte özellikle gelişmekte olan ülkelerde, KOBİ'lerin kredi ihtiyaçlarını karşılamaktan uzaktır. IFC ve McKinsey'in 2010'da yaptırdığı çalışmaya göre kayıtlı küçük ve orta büyüklükteki işletmelerin kredi açığının kredi bakiyesine oranı Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) üyesi gelişmiş ülkelerde %6 iken, Doğu Asya'da %14'e, Orta Asya ve Doğu Avrupa'da %16'ya, Güney Asya'da %35'e, Latin Amerika'da %75'e, Orta Doğu ve Kuzey Afrika'da %150'ye ve Sahra-Altı Afrika'da %360'lara çıkabilmektedir (Stein vd., 2010, s.6-7). Halihazırda göreceli yüksek birim işlem maliyetleri ve kredi riski, bilgi asimetrisi, yetersiz teminat ve kurumsal altyapı eksikliklerinden dolayı banka kredisi kullanımında büyük ölçekli işletmelere kıyasla daha yüksek kredi faiz ve komisyon oranlarına maruz kalan ya da hiç kredi kullanamayan KOBİ'ler; ekonomik ve finansal gelişmişlikte geride kalan gelişmekte olan ülkelerde daha dezavantajlı konumda bulunmakta, bu ülkelerde banka kredilerine istenilen düzeyde ve vadelerde ulaşamamakta, milyarlarca dolarlık kredi açığı ortaya çıkmakta ve finansal kaldıracın olumlu etkisinden yararlanma fırsatlarının da uzağında kalmaktadır (Ayadi, 2009, s.75-77; Dalberg, 2011, s.9). İlgili nedenlerden dolayı gelişmekte olan ülkelerdeki KOBİ'ler; finansal sorunlar yaşamakta, istenilen büyüme performanslarını yakalayamamakta ve ekonomilere nicel ağırlıkları oranında katkı sağlayamamaktadır.

KOBİ’lerin büyümesi ile ekonomik büyüme arasındaki pozitif ilişkinin varlığına ek olarak bu işletmelerin büyümeleri için son derece kritik öneme sahip olan ve en çok kullandıkları dış finansman kaynağı konumundaki banka kredileri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin de incelenmesi gerekmektedir. Bu ilişkinin ortaya konulması, ekonomik büyüme ekseninde KOBİ’lere yönelik uygulanacak kredi politikaları açısından da önem arz etmektedir. Bu bağlamda bu çalışma kapsamında ülkemiz Türkiye’de KOBİ kredileri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkilerin eşbütünleşme ve nedensellik analizleri kullanılarak tespit edilmesi amaçlanmakta ve bu ilişkinin ölçek bazında KOBİ kredileri açısından ülkemizdeki sınırlı literatüre de katkı sağlanması hedeflenmektedir. Bu amaçlarla teorik ve ampirik literatür araştırılmakta ve daha sonra da 2006-2016 yıllarını kapsayan döneme ilişkin ekonometrik analiz sonuçlarına yer verilmektedir.

## **KOBİ Kredileri-Ekonomik Büyüme İlişkisi**

### **Teorik Literatür**

KOBİ’lerin kullandıkları banka kredileri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, literatürde teorik olarak daha geniş bir çerçevede finansal sektör ve reel sektör ilişkisi bağlamında sık sık tartışılmaktadır. Yine bu ilişki, finansal gelişmişlik ve ekonomik büyüme ekseninde de ele alınabilmektedir. Reel sektör ve finansal sektör arasında güçlü ve pozitif bir ilişkinin varlığı kabul edilmekle beraber tartışmalar ilişkinin yönü üzerine odaklanmaktadır. Finansal sektör ve reel sektör ilişkisini inceleyen görüşler, talep-takipli (demand-following) ve arz-öncüllü (supply-leading) olarak adlandırılan hipotezlere yoğunlaşmaktadır. İlk olarak Robinson (1952) tarafından ortaya konan talep-takipli görüş, finansal gelişmenin reel ekonominin ihtiyaçlarına göre şekil aldığını ve reel sektörden finansal sektöre doğru bir nedenselliğin bulunduğu savunmaktadır. Gurley ve Shaw (1967) da, ülke ekonomileri büyüdükçe, finansal piyasaların gelişeceğini ve derinleşeceğini savunmuşlardır. Greenwood ve Jovanovic (1990) de, ekonomik büyümeyle gelişen finansal sistemin yatırımların verimliliğini artıracaklarını ve nihayetinde daha yüksek ekonomik büyüme oranlarına ulaşabileceğini belirtmişlerdir.

Finansal sektörün reel sektöre neden olduğunu öne süren arz-öncüllü hipotezin ilk savunucularından Schumpeter (1934); finansal kaynaklara uygun şartlarda ulaşabilen girişimcilerin, inovasyon faaliyetle-

rinde bulunarak ekonomik büyümeye katkı sağlayabileceklerini belirtmiştir. McKinnon (1973) ve Shaw (1973), finansal piyasaların üzerindeki kısıtlamaların kaldırılmasıyla büyüyen bankacılık piyasasının yatırımları hızlandırarak ekonomik büyümeye neden olacağını savunmuşlardır. Pagano (1993) da, etkin bir finansal sistemin finansal kaynakları verimli bir şekilde dağıtarak, tasarruf oranlarını artırarak ve tasarrufları yatırımlara yönlendirerek ekonomik büyümeyi destekleyeceğini öne süren teorik model kurmuştur. King ve Levine (1993) ise; öncelikli olarak inovasyon odaklı girişimcilere ve projelere kaynak aktaran gelişmiş bir finansal sistemin, verimlilik artışı kanalıyla uzun vadede ekonomik büyümeye neden olacağı bir model oluşturarak arz-öncüllü hipotezi savunmuşlardır. Bu ana görüşlerin yanında, Patrick (1966) gibi, finansal piyasalardaki gelişmenin ekonomik büyümeye neden olduğunu ve büyüyen ekonominin artan finansman ihtiyacının giderek büyüyen finansal sistem tarafından eş-zamanlı karşılandığını ifade eden çift yönlü nedensellik ilişkisini de savunular bulunmaktadır.

### **Ampirik Literatür**

Finansal sektör ve ekonomik büyüme ilişkisini araştıran ampirik çalışmalar daha çok tüm kredi piyasasına odaklanmakta, uluslararası ve Türkiye’deki literatürde finansal sektörün en stratejik sektörlerinden birini oluşturan KOBİ kredileri ve ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen oldukça sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Ölçek bazında KOBİ kredileri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Türkiye için incelenmemiş olmakla birlikte özellikle birçok ülkede KOBİ’ler tarafından kullanılan banka kredilerine ilişkin düzenli istatistiki verilerin bulunmaması ilgili çalışmaların sınırlı kalmasında rol oynamıştır.

Finansal gelişmişlik ve ekonomik büyüme ilişkisini ülkemiz için araştıranlardan Altıntaş ve Ayrıçay (2010), 1987-2007 dönemine ait 3 aylık verilerle, ilgili ilişkiyi ARDL yaklaşımıyla incelemiş, uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisine ulaşmış ve finansal gelişmişlikten ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna varmışlardır.

Özcan ve Arı (2011), 1998-2009 döneminde 3 aylık verilerden yararlanarak reel GSYİH ve özel sektöre kullandırılan banka kredisi hacmi ilişkisini VAR modeli ile incelemiş, finansal sektörü ve reel sektörü temsil eden değişkenler arasında eşbütünleşme ilişki-

si olmadığını ortaya koymuş ve kısa dönemde ekonomik büyümeden finansal gelişmişliğe doğru tek yönlü nedenselliğin varlığını bulmuşlardır.

Mercan ve Peker (2013), 1992-2010 dönemine ilişkin aylık verileri ve reel GSYİH ile özel sektöre kullanılan banka kredileri değişkenlerini kullanarak finansal gelişmişlik ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli denge ilişkisini ifade eden eşbütünleşme ilişkisine ulaşmışlar ve finansal gelişmişlikten ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedenselliğin varlığını ARDL sınır testi yaklaşımı ile tespit etmişlerdir.

Yıldız ve Atasaygın (2015), 1984-2012 yılları arasında aylık verilerle Türkiye'de finansal gelişmişlik-ekonomik büyüme ilişkisini VECM ile araştırmış ve sanayi üretim endeksiyle temsil edilen ekonomik büyüme ile hisse senedi piyasası endeksi arasında eşbütünleşme olduğuna ve ekonomik büyümeden finansal gelişmişliğe doğru tek yönlü nedenselliğin varlığına ulaşmışlardır.

KOBİ kredileri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyenlerden Ardıç, Mylenko ve Saltane (2011); 45 ülkenin 2007 yılına ait verilerini kullandıkları çalışmalarında, kişi başına milli gelir ile ifade edilen ekonomik gelişmişlik ve KOBİ kredilerinin GSYİH'ya oranı ile temsil edilen finansal gelişmişlik arasında pozitif ilişkiye ulaşmışlardır. Çalışmaya göre KOBİ kredilerinin yoğunluğu arttıkça refah seviyesi de artmaktadır.

Alese ve Alimi (2014); Nijerya için 1980-2012 yılları arasındaki verilerle reel GSYİH büyüme oranı ile KOBİ kredi hacmi, kredi faiz oranı, enflasyon oranı ve altyapı yatırımları gibi değişkenler arasındaki ilişkileri Engle-Granger eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli (ECM) yardımıyla incelemişler ve büyüme oranı ile bağımsız değişkenlerin eşbütünleşik olduğu, değişkenlerden ekonomik büyümeye doğru uzun dönemde nedensellik bulunduğu ve kısa dönemde de ekonomik büyüme oranı ile KOBİ kredileri arasından çift yönlü bir nedenselliğin olduğu sonuçlarına ulaşmışlardır.

Tuna ve Bektaş (2013), 2007-2013 döneminde ülkemiz Türkiye'ye ilişkin aylık verilerle, reel KOBİ kredi hacmi ve ekonomik büyümeyi temsilen sanayi üretim endeksi ilişkisini eşbütünleşme ve nedensellik analizi ile incelemiş ve bu iki değişken arasında uzun dönemli denge ilişkisinin ve nedensellik ilişkisinin bulunmadığını belirtmişlerdir.

Jenkins ve Hussain (2014); Türkiye'de 2007-2013 yılları arasında 3 aylık verilerle reel KOBİ kredileri büyüme oranı bağımlı değişkeniyle ve reel GSYİH büyüme oranının da aralarında yer aldığı bağımsız değişkenlerle çoklu regresyon modeli kurmuşlar ve model tahmini sonucunda KOBİ kredileri ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişkinin varlığına ulaşmışlardır.

Tutar ve Ünlüblebici (2014), yine Türkiye için 2006-2011 dönemine ait aylık reel verilerle KOBİ kredileri ile ekonomik büyüme ilişkisini araştırmışlar ve bu serilerin eşbütünleşik olduğu, uzun dönemde aralarında pozitif bir ilişkinin bulunduğu ve kısa dönemde KOBİ kredilerinin ekonomik büyümenin nedeni olduğu sonuçlarına ulaşmışlardır.

## Ekonometrik Analiz

### Veri Seti

Finansal sektör ve reel sektör arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri, banka kredileri ve ekonomik büyüme ekseninde incelemeyi amaçlayan bu ekonometrik analizde; finansal sektörü temsilen ölçek bazında KOBİ'lere<sup>1</sup> kullanılan banka kredileri ve reel sektörü temsilen de ekonomik büyümenin eş zamanlı göstergesi olarak sanayi üretim endeksi tercih edilmiştir. 2006.12-2016.4 dönemine ait Türkiye'ye ilişkin takvim ve mevsim etkilerinden arındırılmış aylık sanayi üretim endeksi ve yurtiçi bankalar tarafından mikro, küçük ve orta büyüklükteki işletmelere tahsis edilen ve Census X-13 yöntemi ile takvim ve mevsim etkilerinden arındırılan aylık nakdi kredi hacimleri kullanılmıştır. Mikro, küçük ve orta büyüklükteki işletmeler farklı özelliklere sahip olduğundan daha doğru sonuçlar elde etmek amacıyla, toplam KOBİ kredi hacminin yerine ölçek bazında kredi hacimleri tercih edilmiştir. KOBİ kredilerinin dağılımına ilişkin veriler 2006 yılından başladığından, veri seti 2006-2016 yıllarını kapsamaktadır. Aylık kredi hacmi verileri, tüketici fiyat endeksi (TÜFE) (2003=100) kullanılarak reel hale getirilirken, tüm seriler doğal logaritmaları alınarak analize dahil edilmiştir. Aylık sanayi üretim endeksi serisi LSE, aylık mikro işletme kredi hacmi serisi LRM, aylık küçük işletme kredi hacmi serisi LRK ve aylık orta büyüklükteki işletme

1 2016'nın 4. ayına ait TÜİK verilerine göre KOBİ kredileri toplam işletme kredilerinin %36'sını oluştururken; mikro, küçük ve orta büyüklükteki işletmelerin KOBİ kredileri içindeki payları sırasıyla %26, %33 ve %41'dir.

kredi hacmi serisi ise LRO şeklinde kısaltılarak kullanılmıştır. Toplam 11 yılı ve 113 ayı kapsayan her 4 değişkene ait veri seti, Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) ve Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu'nun (BDDK) web sitelerinden elde edilmiştir. Kurulan ekonometrik modellerin tahmininde ve diğer analizlerde Eviews 9 ekonometrik analiz programından yararlanılmıştır.

## Yöntem ve Analiz Sonuçları

### Birim Kök Testleri

Bir zaman serisi durağan ise zamandan bağımsız olarak ortalaması, varyansı ve otokovaryansı değişmez. Bu koşulları sağlamayan zaman serileri durağan dışıdır ve birim köke sahiptir (Asteriou ve Hall, 2007, s.231). Birçok iktisadi ve finansal zaman serisi durağan değildir. Granger ve Newbold (1974), ekonometrik analizlerde durağan olmayan veriler kullanıldığında sahte regresyon probleminin ortaya çık-

bileceğini belirtmişlerdir. Sahte regresyonda yüksek açıklama gücü ve anlamlı değerler söz konusu olsa bile regresyon sonuçlarını yorumlamak anlamsız hale gelmektedir. Bu nedenle sahte regresyon probleminden kaçınmak için model tahmini yapılmadan önce serilerin durağan olup olmadığının araştırılması gerekir. Serilerin durağan olup olmadıklarının tespiti için çeşitli yöntemler mevcuttur ve birim kök testleri en çok kullanılan yöntemler arasında yer alır. Bu testler en genel haliyle aşağıdaki otoregresif AR(1) modeli üzerine kurulur (Gujarati, 2003, s.814):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\varepsilon_t \text{ beyaz gürültü hata terimidir})$$

Çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının tespiti için ADF (Artırılmış Dickey-Fuller) birim kök testi kullanılmış, maksimum gecikme uzunlukları 12 alınmış ve uygun gecikme uzunluğu AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ile otomatik olarak belirlenmiştir:

Tablo 3. ADF Birim Kök Testi

Değişken	Düzye		1.Fark	
	t-istatistiği (p-değeri)		t-istatistiği (p-değeri)	
	Sabitli	Sabitli trendli	Sabitli	Sabitli trendli
LSE	-0,746 (0,8298) Kritik değer %5= -2,888	-3,088 (0,1160) Kritik değer %5= -3,452	-5,906 (0,0000) Kritik değer %5= -2,887	-5,901 (0,0000) Kritik değer %5= -3,451
LRM	-0,186 (0,9359) Kritik değer %5= -2,887	-1,848 (0,6746) Kritik değer %5= -3,450	-9,794 (0,0000) Kritik değer %5= -2,888	-9,767 (0,0000) Kritik değer %5= -3,451
LRK	0,336 (0,9792) Kritik değer %5= -2,887	-1,321 (0,8775) Kritik değer %5= -3,450	-9,270 (0,0000) Kritik değer %5= -2,888	-9,309 (0,0000) Kritik değer %5= -3,451
LRO	-1,155 (0,6920) Kritik değer %5= -2,888	-3,381 (0,0596) Kritik değer %5= -3,454	-8,902 (0,0000) Kritik değer %5= -2,888	-8,938 (0,0000) Kritik değer %5= -3,451

Her 4 değişkenin düzey değerlerinde sabitli ve sabitli trendli modeller için t-istatistikleri kritik değerlerden büyük olduğundan serilerin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezleri reddedilememişken, 1.farkları alındığında her iki modelde de birim kökün varlığını ifade eden  $H_0$ , %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Başka bir ifadeyle düzeyde durağan olmayan tüm seriler 1.farkları alındıktan sonra durağan hale gelmiştir.

Diğer taraftan yapısal kırılma olduğu halde yapısal kırılmaya yer vermeyen testler, birim kök olmadığı halde birim kök olduğu şeklinde sapmalı sonuçlar verebilmektedir. Bu nedenle klasik birim kök testlerinin yanında yapısal kırılmayı dikkate alan testlerin de yapılması gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla kırılma zamanının bilinmediğini varsayan tekli yapısal kırılma testlerinden olan Zivot-Andrews testi yapılmıştır. Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen yapı-

sal kırılmalı birim kök testi, serideki kırılmaları içsel kabul etmektedir ve bu test aracılığıyla serinin sabitinde, trendinde ve hem sabitinde hem de trendinde

ortaya çıkan kırılmalar incelenmektedir. Serilerin sabitinde, sabitinde ve trendinde kırılmaları dikkate alan test sonuçları aşağıdaki gibidir:

**Tablo 4. Zivot-Andrews Birim Kök Testi**

Değişken	Düzye	
	t-istatistiği (p-değeri) (Olası kırılma zamanı)	
	Sabitte kırılma	Sabitte ve trendde kırılma
LSE	-2,693 (0,8334) Kritik değer %5=-4,444 (2010.1)	-3,625 (0,6130) Kritik değer %5=-4,860 (2008.7)
LRM	-2,689 (0,8345) Kritik değer %5=-4,444 (2010.9)	-3,307 (0,7993) Kritik değer %5=-4,860 (2008.10)
LRK	-3,146 (0,5993) Kritik değer %5=-4,444 (2012.10)	-3,974 (0,3888) Kritik değer %5=-4,860 (2008.8)
LRO	-3,560 (0,3539) Kritik değer %5=-4,444 (2010.2)	-2,578 (0,9789) Kritik değer %5=-4,860 (2010.9)

'Seri yapısal kırılmayla durağandır' şeklinde kurulan alternatif hipoteze karşılık 'Seri durağan değildir' şeklinde kurulan sıfır hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedilememesi, serinin durağan dışılığı'nın yapısal kırılmadan kaynaklanmadığını ve yapısal kırılmaların klasik birim kök testlerini etkilemediğini göstermektedir. Test sonuçları, her 4 serinin de 1.farklarında durağan olduklarını onaylamaktadır. 1.farklarında durağan olan serilere eşbütünleşme analizi yapılabilmektedir.

#### **Johansen Eşbütünleşme Testi**

Makroekonomik ve finansal değişkenlerin birçoğu, deterministik trendin aksine tahmin edilemeyen stokastik trend içerdiğinden durağan değildir. Birim kök içermeyen düzeyde durağan I(0) seriler, klasik doğrusal regresyon modellerinde kullanılabilirken birim köke sahip serilerin bu halleriyle regresyon analizine tabi tutulması, sahte regresyon sorununa yol açabilmektedir. Sahte regresyondan kaçınmak için serilerin durağanlaştırılması gerekir. Seriler, en yaygın durağanlaştırma yöntemi olan fark alma ile durağan hale getirilir ve regresyon analizinde durağanlaşan bütünsel seriler kullanılır. Fark alma işlemine tabi tutularak durağan hale gelen serilerin modellerde kullanılması, seriler arasındaki uzun dönem ilişkisini ortadan kaldırır ve sonuçta model açıklama gücünü kaybeder. Fakat eğer 1.dereceden bütünsel serilerin I(1), düzey değerleri ile kurulan regresyon modelin-

den elde edilen hata terimleri düzeyde durağan I(0) ise bu değişkenlerin düzey değerleri ile kurulan ilgili regresyon modeli anlamlı olacaktır. Bu durumda aralarında uzun dönemli denge ilişkisi bulunan durağan dışı ilgili seriler eşbütünseldir. Serilerin uzun dönemli birlikte hareket ettikleri denge ilişkisini ve uzun dönemde gerçek bir ekonomik ilişkiyi ifade eden eşbütünleşme, iki veya daha fazla sayıdaki durağan dışı seri arasında durağan doğrusal bir ilişkinin varlığı olarak tanımlanabilir (Greene, 2003, s.649-650; Tsay, 2005, s.378). İlk olarak Granger (1981) tarafından kavram olarak ortaya konan eşbütünleşme, Engle ve Granger'ın (1987) ortak çalışmalarında teorik olarak modellenmiştir. Bu seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ortaya koyan eşbütünleşme regresyonunun tahmini ile elde edilen regresyon sonucuna da eşbütünleşme denklemi denir. Eşbütünleşmeyi ifade eden eşbütünleşme vektör sayısı, uzun dönem modelinde yer alan bütünsel değişken sayısının en fazla 1 eksiği kadar olabilir. Eşbütünleşme vektör sayısı, eşbütünleşme rankı olarak da ifade edilir. Durağan dışı iki veya daha fazla sayıdaki seri arasındaki ilişkiyi analiz etmek için eşbütünleşme analizine ihtiyaç duyulur (Asteriou ve Hall, 2007, s.319; Greene, 2003, s.652; Gujarati, 2003, s.822).

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının tespit edilebilmesi için birtakım yöntemler kullanılmaktadır. Engle ve Granger'ın (1987) geliştirdikle-

ri tek denkleme dayanan statik yaklaşımların yanında Johansen (1988, 1991) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından uzun dönemli denge ilişkisinin tahmini için geliştirilen ve sistem bazlı yaklaşımı esas alan dinamik Johansen yöntemi de sık sık tercih edilmektedir. Maksimum olabilirlik tahmincisini kullanan Johansen yöntemi N sayıda seri içeren,  $\rho$  gecikmeli çok değişkenli kısıtlanmamış bir vektör otoregresif (VAR) modelin farklı bir şekilde ifade edilmesine dayanmaktadır.

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

$Z_t$  değişkenler vektörünü,  $\varepsilon_t$  beyaz gürültü hata terimini gösterirken;  $\Pi$  ve  $\Gamma_i$  ise matrislerdir. Johansen eşbütünlüşme testi  $\Pi$  matrisinin rankının bulunmasına dayanmaktadır. Buradaki  $\Pi$  matrisinin rankı eşbütünlüşme vektör sayısını verir ve  $\Pi$  uzun dönem ilişkisine dair bilgiyi içerir. R sayıda eşbütünlüşme vektörü varsa  $\Pi$  matrisinin rankı da r'dir. Matrisin rankı 0 ise  $Z_t$ 'nin tüm bileşenleri bütünlüştür fakat eşbütünlüşme yoktur ve  $\rho-1$  gecikmeli VAR modeli değişkenlerin fark değerleri ile tahmin edilir ve kısa dönemli dinamik ilişkiler incelenir. Matrisin rankı 0 ile N arasında ise  $Z_t$ 'nin tüm bileşenleri eşbütünlüştür ve r sayıda eşbütünlüşme vektörü mevcuttur, eşbütünlüşme vardır ve model kısıtlanmış diğer bir ifadeyle  $\rho-1$  gecikmeli vektör hata düzeltme modeline (VECM) dönüşür ve kısa ve uzun dönemli ilişkiler birlikte incelenir. Rank N'ye eşit ise tüm bileşenler düzeyde durağandır, eşbütünlüşme yoktur ve  $\rho$  gecikmeli VAR modeli değişkenlerin düzey değerleri ile tahmin edilir ve kısa dönemli dinamik ilişkiler incelenir.

$0 < r < N$  ise  $\Pi$  katsayı matrisi,  $\alpha$  ve  $\beta$  Nxr boyutlu matrisler olmak üzere  $\Pi = \alpha\beta'$  şeklinde yazılabilir. Burada  $\beta$  matrisi r sayıda eşbütünlüşme vektörü içeren eşbütünlüşme matrisidir. Eşbütünlüşme vektörlerinin tahmininde Johansen'in (1988) önerdiği iki test istatistiği kullanılabilir.  $Z_t$ 'yi oluşturan seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkileri olabilirlik oranına dayalı iz (trace) testi ve maksimum özdeğer (maximum eigenvalue) testleri yardımıyla belirlenir. İz testi, en fazla r kadar eşbütünlüşme vektörü olduğunu ifade eden

sıfır hipotezini test eder. Maksimum özdeğer istatistiği ise eşbütünlüşme vektör sayısının r olduğunu ifade eden sıfır hipotezini, r+1 olduğunu ifade eden alternatif hipoteze karşı test eder.

$\Pi$  matrisinin tahmininden Gaussian hata terimleri elde etmek amacıyla model için uygun gecikme uzunluğunun bulunması gerekir. Uygun gecikme uzunluğunun tespiti için genellikle değişkenlerin düzey değerleriyle yer aldığı bir VAR modeli tahmin edilir ve AIC, SIC ve HQ gibi kriterler göz önüne alınarak en düşük değere sahip gecikme uzunluğu seçilir (Asteriou ve Hall, 2007, s.322; Enders, 2014, s.69). Uygun gecikme uzunluğu tespit edilirken Hendry ve Juselius'a (2000) göre gecikmeli VAR modelinde otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin olmamasına da dikkat edilmelidir. Yine Johansen testine geçmeden önce, uygun gecikme uzunluğu bulunduktan sonra, VECM'ye ilişkin eşbütünlüşme denkleminde (uzun dönemli ilişki) ve VAR modelinde (kısa dönemli ilişki) hangi deterministik bileşenlerin bulunması gerektiğine ise eşbütünlüşmenin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedilemediği ilk modeli uygun model olarak öneren Pantula (1989) prensibine göre karar verilir. Çalışmada eşbütünlüşme analizi için Johansen eşbütünlüşme testi yapılmıştır.

Eşbütünlüşme analizinin ilk aşamasında ekonomik büyümenin eş zamanlı göstergesi sanayi üretim endeksi ile mikro, küçük ve orta büyüklükteki işletme kredileri arasındaki ilişkileri ayrı ayrı incelemek için üç adet VAR modeli kurulmuştur. Bu modellere ilişkin uygun gecikme uzunlukları, otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin bulunmamasına da dikkat edilerek, sırasıyla 3, 3 ve 4 olarak belirlenmiştir. VECM'ye ilişkin eşbütünlüşme denkleminde ve VAR modelinde yer alacak deterministik bileşenlerin tespiti için ise Pantula prensibinden yararlanılmış ve LRM-LSE, LRK-LSE ve LRO-LSE ikili değişkenleri için eşbütünlüşme denkleminde sabitin olduğu, trendin olmadığı, VAR modelinde sabit ve trendin olmadığı Model 2; eşbütünlüşme denkleminde sabitin olduğu, trendin olmadığı, VAR modelinde sabitin olduğu, trendin olmadığı, VAR modelinde sabitin olduğu, trendin olmadığı Model 3 ve eşbütünlüşme denkleminde sabit ve trendin yer aldığı, VAR modelinde sabitin yer aldığı, trendin yer almadığı Model 4 tahmin edilmiştir:



**Tablo 5. Pantula Prensibine Göre Uygun Modellerin Seçimi**

	H <sub>0</sub>	Model 2 İz istatistiği (kritik değer)	Model 3 İz istatistiği (kritik değer)	Model 4 İz istatistiği (kritik değer)
LRM/LSE (mikro işletme kredi hacmi/sanayi üretim endeksi)	r=0	19,04 (17,98)	14,94 (13,42)	25,64 (23,34)
	r<=1	1,90 (7,55) <b>X</b>	0,19 (2,70)	8,46 (10,66)
LRK/LSE (küçük işletme kredi hacmi/sanayi üretim endeksi)	r=0	16,65 (17,98) <b>X</b>	11,32 (13,42)	15,68 (23,34)
	r<=1	2,88 (7,55)	0,00 (2,70)	4,36 (10,66)
LRO/LSE (orta büyüklükteki işletme kredi hacmi/sanayi üretim endeksi)	r=0	22,28 (17,98)	11,83 (13,42) <b>X</b>	17,01 (23,34)
	r<=1	5,93 (7,55)	1,05 (2,70)	5,93 (10,66)

Pantula prensibine göre eşbütünleşmenin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedilemediği ilk model uygun model olarak seçilir. Buna göre %10 anlamlılık düzeyinde mikro işletme kredileri/sanayi üretim endeksi ilişkisi için Model 2, küçük işletme

kredileri/sanayi üretim endeksi ilişkisi için Model 2 ve orta büyüklükteki işletme kredileri/sanayi üretim endeksi ilişkisi için Model 3 uygun modeller olarak belirlenmiştir. İlgili modellerin kullanıldığı Johansen eşbütünleşme testlerinin sonuçları da aşağıdaki gibidir:

**Tablo 6. Johansen Eşbütünleşme Testleri**

	Eşbütünleşme hipotezleri		LRM/LSE	LRK/LSE	LRO/LSE
	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>			
İz istatistiği (p-değeri)	r=0	r>1	19,04 (0,0729)	16,65 (0,1459)	11,83 (0,1650)
	r<=1	r>2	1,90 (0,7960)	2,88 (0,6020)	1,05 (0,3047)
Maksimum özdeğer İstatistiği (p-değeri)	r=0	r=1	17,13 (0,0318)	13,76 (0,1047)	10,78 (0,1655)
	r<=1	r=2	1,90 (0,7960)	2,88 (0,6020)	1,05 (0,3047)

Eşbütünleşme test sonuçları; LRM ve LSE değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin %10 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini ve 'en fazla 1 eşbütünleşme vektörü vardır' şeklinde kurulan sıfır hipotezinin reddedilememesiyle birlikte aralarında bir eşbütünleşme vektörünün bulunduğunu göstermektedir. Buna göre mikro işletme kredileri ve sanayi üretim endeksi arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunmaktadır. Başka bir ifadeyle uzun dönemde iki değişken arasında gerçek bir ekonomik ilişki vardır ve düzeyde durağan olmayan iki seri arasında uzun dönemli durağan doğrusal bir ilişki mevcuttur. Diğer taraftan

test sonuçları LRK ve LSE ile LRO ve LSE değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığını ve bu serilerin eşbütünleşik olmadığını göstermektedir. İlgili eşbütünleşme denklemi, LRM bağımlı değişken olacak şekilde normalize edildiğinde; uzun dönemli eşitlik aşağıdaki gibidir:

$$LRM = 4,828 + 2,619LSE$$

standart hata (0,271)

Eşbütünleşme denkleminde göre LSE değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır ve mikro işlet-

me banka kredileri hacmi ile sanayi üretim endeksi arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki mevcuttur. Uzun dönem ilişkisini gösteren regresyon sonucuna göre sanayi üretim endeksindeki %1’lik artışla birlikte mikro işletmelerin kullandıkları banka kredisi hacmi de yaklaşık %2,6 artmaktadır.

Uzun dönem ilişkisini gösteren eşbütünleşme denkleminin, bağımlı değişkenin LRM olduğu kabul edilerek normalize edilmesinin doğruluğunu belirlemek amacıyla olabilirlik oranına dayalı zayıf dışsallık testi yapılır (Ericsson, 1991, s.2-5). Zayıf dışsallık testi sonuçları şu şekildedir:

**Tablo 7. Zayıf Dışsallık Testi**

Değişken	Kısıt	Ki-kare	p-değeri
LSE	$A(2,1)=0$	0,159460	0,6897
LRM	$A(1,1)=0$	14,60452	0,0001

‘Değişken zayıf dışsaldır’ şeklinde kurulan sıfır hipotezleri, %1 anlamlılık düzeyinde LSE için kabul edilirken LRM için reddedilmiştir. Zayıf dışsallık test sonuçları, eşbütünleşme denkleminin LRM’nin bağımlı değişken (içsel), LSE’nin ise bağımsız değişken (zayıf dışsal) şeklinde kurulmasının doğruluğunu teyit etmektedir.

Eşbütünleşme analizinden sonra değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin analiz edilebilmesi amacıyla; eşbütünleşik seriler için VECM’nin, bütünlük olan fakat eşbütünleşik olmayan seriler için ise VAR modelinin incelenmesine gerek duyulur.

### **Vektör Otoregresif (VAR) ve Vektör Hata Düzeltme Modeline (VECM) Dayalı Nedensellik Testleri**

İlk olarak Wiener’in (1956) zaman serileri ekonometrisi bağlamında bahsettiği nedensellik, Granger’ın 1969’daki çalışmasında ortaya koyduğu çerçeve ile geniş bir kullanım alanına sahip olmuştur. Granger’a göre X’in gecikmeli değerleri Y’nin değerlerinin tahmin edilmesine yardımcı oluyorsa, ‘X, Y’nin Granger nedenidir’ denir. Seriler arasında nedensellik ilişkisini test eden farklı testler olmakla birlikte, standart Granger nedensellik testi düzeyde durağan iki seri için değişkenlerin gecikmeli değerlerinin eşitliğini sağ tarafında yer aldığı aşağıdaki iki değişkenli VAR modelinin tahminine dayanır:

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

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

Burada hesaplanan ilgili F-değeri belirli bir anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyükse ‘Y, X’in Granger nedeni değildir’ şeklindeki veya  $b_j=0$ ’ı ifade eden sıfır hipotezi reddedilir ve ‘Y, X’in Granger nedenidir’ denir. Aynı şekilde diğer modelin tahmin edilmesiyle hesaplanan F-istatistiği kritik değerden büyükse ‘X, Y’nin Granger nedenidir’ denir. Modeldeki hata terimleri beyaz gürültü hata terimleri ve ilişkisizdir. Benzer şekilde 1.dereceden bütünlük olan I(1) fakat eşbütünleşik olmayan seriler için VAR modeli değişkenlerin fark değerleri ile tahmin edilerek kısa dönemli nedensellik ilişkileri incelenebilir. Bununla birlikte Engle ve Granger (1987) seriler eşbütünleşik olduğunda VAR modeline dayalı standart Granger testinin geçerli olmayacağını, bu durumda seriler arasındaki nedensellik ilişkilerinin vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile araştırılması gerektiğini belirtmişlerdir. Yine Engle ve Granger’a (1987) göre değişkenler arasında en az bir adet uzun dönemli denge ilişkisinin varlığını gösteren eşbütünleşme mevcutsa en az bir adet uzun dönemli nedensellik ilişkisi vardır. Bu durumda uzun dönemli dengeden sapmanın ortaya konulması, kısa ve uzun dönemdeki dengesizliğin giderilmesi ve kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkilerinin açıklanması için X ve Y bağımlı değişkenlerine göre VECM kurulur. İki değişken için vektör hata düzeltme modeli çerçevesinde aşağıdaki hata düzeltme modelleri (ECM) en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir (Loizides ve Vamvoukas, 2005, s.135; Bekhet ve Yusop, 2009, s.161-162; Kang, 2015, s.27-28):

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

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^m c_j \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j \Delta Y_{t-j} + \beta ECT_{2,t-1} + \mu_t$$

Hata düzeltme denklemlerindeki  $ECT_{1,t-1}$  ve  $ECT_{2,t-1}$  hata düzeltme terimleri ve  $\alpha$  ve  $\beta$  da hata düzeltme teriminin katsayılarıdır.  $ECT_{1,t-1}$  ( $X_{t-1} - \alpha_1 Y_{t-1}$ ) ve  $ECT_{2,t-1}$  ( $Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}$ ), sırasıyla X ve Y'nin bağımlı değişken olarak alındığı eşbütünleşme denkleminin tahmin edilmesi ile elde edilen hata teriminin 1 dönem gecikmeli değerleridir.  $\alpha$  ve  $\beta$  bağımlı değişkenin kısa dönem değeri ile uzun dönem değeri arasındaki sapmaların bir dönemde düzeltilme hızını verir. Uzun ve kısa dönemli nedensellik ilişkileri için ise t ve F testleri yapılır. Hata teriminin katsayısı belirli bir anlamlılık düzeyinde anlamlı ise (hesaplanan t-istatistiği kritik değerden küçükse katsayının anlamlı olmadığını ifade eden  $H_0$  reddedilir) bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru uzun dönemde nedensellik ilişkisi vardır ya da 'bağımsız değişken uzun dönem-

de bağımlı değişkenin Granger nedenidir' denir ve ek olarak katsayının negatif işaretli olması da bağımlı değişkenin durağan dışılığı nedeniyle kısa dönemde ortaya çıkan sapmaların uzun dönemde denge ilişkisini sağlayacak şekilde ortadan kalktığı şeklinde yorumlanır. Bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin katsayılarının bir bütün olarak anlamlı olması ise bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru kısa dönemde nedensellik ilişkisi vardır ya da 'bağımsız değişken kısa dönemde bağımlı değişkenin Granger nedenidir' denir.

Bütünleşik olan fakat eşbütünleşik olmayan LRK ve LSE ile LRO ve LSE serileri arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkilerinin analizi amacıyla tahmin edilen VAR modellerine dayalı Granger nedensellik test sonuçları aşağıdaki gibidir:

**Tablo 8. VAR Modellerine Dayalı Granger Nedensellik Testleri**

VAR(2)	$\Delta LRK$ (Bağımsız değ.) F-istatistiği (p-değeri)	$\Delta LSE$ (Bağımsız değ.) F-istatistiği (p-değeri)	VAR(3)	$\Delta LRO$ (Bağımsız değ.) F-istatistiği (p-değeri)	$\Delta LSE$ (Bağımsız değ.) F-istatistiği (p-değeri)
$\Delta LRK$ (Bağımlı değ.)	--	2,306 (0,0997)	$\Delta LRO$ (Bağımlı değ.)	--	1,110 (0,3432)
$\Delta LSE$ (Bağımlı değ.)	1,962 (0,1405)	--	$\Delta LSE$ (Bağımlı değ.)	0,186 (0,9056)	--

Tahmin edilen VAR(2) modelinde bağımsız değişken LSE'nin gecikmeli değerlerinin katsayılarının bir bütün olarak anlamlı olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmesi, LSE'den LRK'ya doğru kısa dönemde nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte LRK'dan LSE'ye doğru kısa dönemde nedensellik bulunmamaktadır. Diğer taraftan tahmin edilen VAR(3)

modeline göre ise LRO ve LSE değişkenleri arasında kısa dönemde nedensellik ilişkisi yoktur.

Eşbütünleşik LRM ve LSE serileri arasındaki kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkilerinin analizi amacıyla tahmin edilen 2 gecikmeli VECM'ye dayalı Granger nedensellik test sonuçları ise aşağıdaki şekildedir:

**Tablo 9. VECM'ye Dayalı Granger Nedensellik Testleri**

VECM(2)	$\Delta$ LRM (Bağımsız değ.) F-istatistiği (p-değeri)	$\Delta$ LSE (Bağımsız değ.) F-istatistiği (p-değeri)	ECT <sub>t-1</sub> 'nin katsayısı (t-istatistiği) (p-değeri)	Varsayım testleri (p-değeri)
$\Delta$ LRM (Bağımlı değ.)	--	1,131 (0,3225)	-0,091 (-4,112) (0,0001)	LM (0,7336) ARCH (0,9998) RESET (0,6013)
$\Delta$ LSE (Bağımlı değ.)	0,112 (0,8936)	--	-0,015 (-1,890) (0,6810)	LM (0,9603) ARCH (0,7797) RESET (0,6960)

LRM'nin bağımlı değişken olduğu modelde hata düzeltme teriminin ( $ECT_{t-1}$ ) katsayısı negatiftir ve katsayının anlamlı olmadığını ifade eden sıfır hipotezi %10 anlamlılık düzeyinde reddedilirken, katsayının anlamlı olması LSE'den LRM'ye doğru uzun dönemde nedensellik olduğunu göstermektedir, başka bir ifadeyle uzun dönemde LSE LRM'nin Granger nedeni. LSE değişkeninin gecikmeli değerlerinin katsayılarının bir bütün olarak anlamsız olması da kısa dönemde LSE'den LRM'ye doğru nedenselliğin olmadığını göstermektedir. VECM'ye göre bağımlı değişken LRM'nin kısa ve uzun dönem değerleri arasındaki sapmaların yaklaşık %9'u her ay düzeltilmekte ve sistem yaklaşık 1 senede dengeye gelmektedir. Diğer

tarafından model tahmin sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde LRM'den LSE'ye doğru kısa ve uzun dönemde nedensellik bulunmamaktadır. Tahmin edilen her iki modelde de Breusch-Godfrey serisel korelasyon LM, ARCH heteroskedastisite ve Ramsey Reset testlerine göre %1 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon, değişen varyans sorunları ve model kurma hatası yoktur. Hata düzeltme modellerinin tahmin sonuçları, zayıf dışsallık testine ek olarak, eşbütünleşme denkleminde LRM'nin bağımlı değişken olarak kullanılmasının doğruluğunu da göstermektedir. Son olarak 2 gecikmeli VECM'de de otokorelasyon ve değişen varyans sorunları bulunmamaktadır. İlgili test sonuçları aşağıdadır:

**Tablo 10. VECM (2) İçin Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testleri**

Gecikme uzunluğu	Otokorelasyon		Değişen varyans	
	LM-stat	p-değeri	Ki-kare	p-değeri
1	3,811076	0,4322	39,56921	0,1135
2	1,462387	0,8333		
3	4,024375	0,4027		
4	2,219767	0,6954		
5	4,162479	0,3845		
6	6,068983	0,1941		

2 gecikmeli VECM'de otokorelasyon ve değişen varyansın varlığını ifade eden alternatif hipotezler ( $H_1$ ), %10 anlamlılık düzeyinde reddedildiğinden otokorelasyon ve değişen varyans sorunu mevcut değildir.

VAR modeline ve VECM'ye dayalı Granger nedensellik test sonuçları; ilk olarak Robinson (1952) tarafından ortaya konan ve finansal büyümenin ekonomik büyümeyi takip ettiğini, finansal sektörün reel eko-

nominin ihtiyaçlarına göre şekil aldığı başka bir ifadeyle reel sektörden finansal sektöre doğru tek yönlü bir nedenselliğin bulunduğunu savunan talep-takipli görüşün mikro işletme kredileri piyasasında uzun dönemde ve küçük işletme kredileri piyasasında ise kısa dönemde geçerli olduğunu göstermektedir. Model tahmin sonuçları, mikro işletme kredilerinin uzun dönemde, küçük işletme kredilerinin de kısa dönemde sanayi üretim endeksi ile temsil edilen ekonomik büyümeye bağımlı olduğunu ortaya koymaktadır. Diğer bir ifadeyle ekonomik büyümenin gecikmeli değerleri, mikro ve küçük işletme kredilerinin tahmin edilmesi için kullanılabilir.

## Sonuç

Dünyadaki işletmelerin büyük çoğunluğunu oluşturan KOBİ'ler ülke ekonomilerinin de sürükleyici unsurları arasında yer almakta ve dünya genelinde istihdama, üretilen katma değere, ihracata ve AR-GE faaliyetlerine yüksek oranlarda katkı sunmaktadır. KOBİ'lerin ekonomilere katkıları özellikle gelişmekte olan ülkelerin ekonomik ve sosyal hayatında sayısal verilerin ötesinde daha büyük anlamlar taşımaktadır. KOBİ'lerin büyümesi ile ekonomik büyüme arasında tespit edilen pozitif ilişkiye ek olarak bu işletmelerin büyümeleri için son derece kritik öneme sahip olan ve en çok kullandıkları dış finansman kaynağı konumundaki banka kredileri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin de incelenmesi bu işletmelere yönelik uygulanacak kredi politikaları açısından da oldukça önemlidir. Bu bağlamda çalışmada, ekonomik büyümenin eş zamanlı göstergesi sanayi üretim endeksi ile ölçek bazında KOBİ kredileri hacmi arasındaki ilişkiler 2006-2016 döneminde aylık veriler kullanılarak eşbütünleşme ve nedensellik analizleri ile incelenmiştir. Eşbütünleşme test sonuçlarına göre mikro işletme kredileri ve sanayi üretim endeksi arasında uzun dönemli pozitif bir denge ilişkisinin varlığına ulaşılmıştır. Uzun dönemde ekonomi büyüdükçe mikro işletme kredi hacmi artmakta, ekonomi küçüldükçe kredi hacmi de azalmaktadır. VAR modeli ve VECM'ye dayalı nedensellik testleri ile de kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkileri araştırılmış ve uzun dönemde ekonomik büyümeden mikro işletme banka kredilerine doğru, kısa dönemde de yine ekonomik büyümeden küçük işletme kredilerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Granger nedensellik test sonuçları; mikro işletme kredi piyasasında uzun dönemde, küçük işletme kredi piyasasında ise kısa dönemde, Robinson (1952), Gurley ve Shaw (1967), Greenwood ve Jovanovic (1990) tarafından öne sürülen finansal büyümenin ekonomik büyümeyi takip ettiğini savunan talep-takipli görüşü desteklemektedir. Mikro ve küçük işletme kredileri ekonomik büyümeye bağımlı iken orta büyüklükteki işletmeler ise ekonomik büyümeden bağımsız olarak kredi kullanmaktadır. Ekonomik büyümenin mikro ve küçük işletme kredileri üzerindeki tahmin gücü de dikkate alındığında ekonominin genel seyrine göre özellikle mikro ve küçük işletmelere yönelik kredi politikaları oluşturulmalıdır. Mikro ve küçük işletme kredileri ekonomik büyümeye bağlı olduğundan ekonomik büyüme hızının düştüğü dönemlerde bu işletmeler banka kredisine ulaşmada zorluklar yaşayacağından, orta ölçekli işletmelerden daha çok mikro ve küçük işletmelere odaklanacak politikalar geliştirilmelidir. Bu işletmelere devlet destekli uygun vade ve faiz oranlarında sağlanacak banka kredileri, işletmelerin ekonomik durgunluk dönemlerinde finansman kaynaklarına ulaşmalarını kolaylaştıracaktır. Sonuçta ekonomik büyümeden etkilenen KOBİ'lere yönelik kredi ekseninde alınacak tedbirler; işletmelerin istihdama, katma değer üretimine, ihracat ve inovasyona katkılarını sürdürülebilir kılacaktır.

## Kaynakça

- Alese, J., Alimi, O.Y. (2014). Small and medium-scale enterprises financing and economic growth in Nigeria: Error correction mechanism. *European Journal of Globalization and Development Research*, 11 (1), 639-652.
- Altıntaş, H., Ayırıcay, Y. (2010). Türkiye'de finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisinin sınır testi yaklaşımıyla analizi: 1987-2007. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10 (2), 71-98.
- Ardıç, O.P., Mylenko, N., Saltane, V. (2011). *Small and medium enterprises: A cross-country analysis with a new data set*. <http://elibrary.worldbank.org/content/workingpaper/10.1596/1813-9450-5538> , (6.7.2016).

- Asteriou, D., Hall, S.G. (2007). *Applied econometrics*. New York: Palgrave Macmillan.
- Ayadi, R. (1999). SME financing in Europe. Morten Balling, Beat Bernet ve Ernest Gnan (Ed.). *Financing SMEs in Europe: İçinde* 59-98. Vienna: SUERF.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R. (2005). SMEs, growth and poverty: Cross-country evidence. *Journal of Economic Growth*, 10 (3), 199-229.
- Bekhet, H. A., Yusop, N.Y.M. (2009). Assessing the relationship between oil prices, energy consumption and macroeconomic performance in Malaysia: Cointegration and VECM approach. *International Business Research*, 2 (3), 152-175.
- Dalberg (2011). *Report on support to SMEs in developing countries through financial intermediaries*. Luxembourg: European Investment Bank.
- Ebrahim, N.A., Ahmed, S., Taha, Z. (2010). Virtual R&D teams and SMEs growth: A comparative study between Iranian and Malaysian SMEs. *African Journal of Business Management*, 4 (11), 2368-2379.
- Edinburgh Group (2013). *Growing the global economy through SMEs*. [http://www.edinburgh-group.org/media/2776/edinburgh\\_group\\_research\\_-\\_growing\\_the\\_global\\_economy\\_through\\_smes.pdf](http://www.edinburgh-group.org/media/2776/edinburgh_group_research_-_growing_the_global_economy_through_smes.pdf) , (12.7.2016).
- Enders, W. (2014). *Applied econometric time series*. New Jersey: John Wiley&Sons.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Ericsson, N.R. (1991). *Cointegration, exogeneity, and policy analysis: An overview*. Board of governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, No: 415.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424-438.
- Granger, C.W.J., Newbold, Paul (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2 (1974), 111-120.
- Granger, C.W.J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16 (1), 121-130.
- Greene, W.H. (2003). *Econometric analysis*. New Jersey: Pearson Education.
- Greenwood, J., Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *The Journal of Political Economy*, 98 (5), 1076-1107.
- Gujarati, D.N. (2003). *Basic econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Gurley, J. G., Shaw E.S. (1967). Financial structure and economic development. *Economic Development and Cultural Change*, 15 (3), 257-268.
- Harvie, C. (2013). *SMEs and economic development - role, contribution and policy issues*. <http://www.kangwon.ac.kr/~aplcl/data/E08.pdf> , (28.6.2016).
- Hendry, D.F., Juselius, K. (2000). Explaining Cointegration Analysis: Part II. *The Energy Journal*, 22 (20), 75-120.
- Hobohm, S. (2001). Small and medium-sized enterprises in economic development: The UNIDO experience. *Journal of Economic Cooperation Among Islamic Countries*, 22 (1), 1-42.
- Hu, M-W (2010). SMEs and economic growth: Entrepreneurship or employment. *ICIC Express Letters*, 4 (6), 2275-2280.
- Jenkins, H., Hussain, M. (2014). *An analysis of the macroeconomic conditions required for SME lending: The case of Turkey*. JDI Executive Programs Development Report No: 2014-6.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (1988), 231-254.

- Johansen, S., Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59 (6), 1551-1580.
- Kang, J.W. (2015). *Interrelation between growth and inequality*. ADB Economics Working Paper Series No: 447.
- King, R.G., Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), 717-737.
- Kushnir, K., Mirmulstein, M.L., Ramalho, R. (2010). *Micro, small, and medium enterprises around the world: How many are there, and what affects the count?*. <http://www1.ifc.org/wps/wcm/connect/9ae1dd80495860d6a482b519583b6d16/MSME-CI-AnalysisNote.pdf?MOD=AJPERES>, (2.7.2016).
- Leegwater, A., Shaw, A. (2008). *The role of micro, small, and medium enterprises in economic growth: A cross-country regression analysis*. IRIS Center at the University Microreport No: 135.
- Loizides, J., Vamvoukas, G. (2005). Government expenditure and economic growth: Evidence from trivariate causality testing. *Journal of Applied Economics*, VIII (1), 125-152.
- McKinnon, R.I. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington D.C.: The Brookings Institution.
- Mercan, M., Peker, O. (2013). Finansal gelişmenin ekonomik büyümeye etkisi: Ekonometrik bir analiz. *Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8 (1), 93-120.
- OECD (2004). *Promoting SMEs for Development*. Paris: OECD Publications.
- OECD (2015). *New approaches to SME and entrepreneurship financing: Broadening the range of instruments*. Paris: OECD Publishing.
- Özcan, B., Arı, A. (2011). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ampirik bir analizi: Türkiye örneği. *Business and Economics Research Journal*, 2 (1), 121-142.
- Pagano, M. (1993). Financial markets and growth. *European Economic Review*, 37 (1993), 613-622.
- Pantula, S.G. (1989). Testing for unit roots in time series data. *Econometric Theory*, 5 (2), 256-271.
- Patrick, H. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14 (2), 174-189.
- Pepryn, A., Kubickova, L. (2011). Evaluation success models of SMEs in the internationalization process. Piotr Pachura (Ed.). *The Economic Geography of Globalization: İçinde* 165-184. Rijeka: Intech.
- Robinson, J. (1952). *The rate of interest and other essays*. London: Macmillan.
- Schumpeter, J.A. (1934). *The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest and the business cycle*. Oxford: Oxford University Press.
- Shaw, E.S. (1973). *Financial deepening in economic development*. New York: Oxford University Press.
- Stein, Peer, Goland, Tony, Schiff, Robert (2010). *Two Trillion and Counting*. <http://www.mspartners.org/download/TwoTrillion.pdf>, (8.7.2016).
- Tambunan, T. (2006). *Micro, small and medium enterprises and economic growth*. University of Trisakti Faculty of Economics Working Paper No: 14.

- Tsay R.S. (2005). *Analysis of financial time series*. New Jersey: John Wiley&Sons.
- Tuna, K., Bektaş, H. (2013). KOBİ kredileri ile sanayi üretim endeksi arasındaki ilişkinin incelenmesi. *TÜMSİAD International SMEs Conference*, 12-15 Eylül, 2013, İstanbul, Türkiye.
- Tutar, F., Ünlüleblebici, Y. (2014). Türkiye'de KOBİ kredilerinin ekonomik büyümeye etkisi (2006-2011). *Küresel İktisat ve İşletme Çalışmaları Dergisi*, 3 (5), 1-14.
- Wiener, N. (1956). The theory of prediction. E.F. Beckenbach (Ed.). *Modern mathematics for engineers*: İçinde 165-190. New York: McGraw-Hill.
- Yıldız, S. ve Atasaygın, H. (2015). Financial deepening and economic growth: The Turkish experience. *American Journal of Economics*, 5 (5), 477-483.
- Zivot, E., Andrews, D.W.K. (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.
- 2003/361/EC Sayılı Avrupa Komisyonu Tüzüğü
- 2005/9617 No'lu Küçük ve Orta Büyüklükteki İşletmeleri Tanımı, Nitelikleri ve Sınıflandırılmaları Hakkında Yönetmelik
- bddk.org.tr (Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu Web Sitesi)
- tuik.gov.tr (Türkiye İstatistik Kurumu Web Sitesi)