

TÜRKİYE'DE GIBSON ÇELİŞKİSİNİN GEÇERLİLİĞİ: EKONOMETRİK BİR ANALİZ (1970-2009)

Sevda YAPRAKLI^(*)
Z.Çağlar YURTTANÇIKMAZ^(**)

Özet: Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisi için Gibson Çelişkisi'nin geçerliliğini test etmektir. 1970-2009 dönemini kapsayan bu çalışmada, tüketici fiyat endeksi ve nominal faiz oranı değişkenleri kullanılmıştır. Fiyat seviyesi ve faiz oranı arasındaki ilişkiler, Johansen eş-bütünleşme analizi ve hata düzeltme modeli kullanılarak ekonometrik açıdan analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, uzun dönemde fiyat seviyesi ve nominal faiz oranı arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki vardır. Ayrıca hata düzeltme-geliştirilmiş Granger nedensellik testleri, fiyat seviyesi ile faiz oranı arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak, bu çalışmada yapılan tüm analizler, Gibson Çelişkisi'nin Türkiye için geçerli olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Fiyat Seviyesi, Faiz Oranı, Türkiye Ekonomisi, Eş Bütünleşme, Zayıf Dışsallık, Granger Nedenselliği, VEC Modeli

Abstract: The aim of this study is to test the validity of Gibson Paradox for Turkish economy. In the study, covering 1970-2009 period, consumer price index and nominal interest rate are used. The relationships between price level and interest rate are analyzed econometrically by employing Johansen cointegration analysis and error correction model. According to the results, there is a positive and statistically significant relationship between interest rate and price level in the long run. Furthermore, error correction-augmented Granger causality tests show that bi-directional causality exists between price level and interest rate. As a result, all analyses made in the study reflect that Gibson Paradox is also valid for Turkey.

Key Words: Price Level, Interest Rate, Turkish Economy, Cointegration, Weak Exogeneity, Granger Causality, VEC Model

I. Giriş

Faiz ve fiyatlar mali ve reel piyasalar üzerinde etki doğuracak tüm bilgileri yansıtmaya eğiliminde oldukları için faiz oranları ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişki iktisat literatürünün temel tartışma konularından birini oluşturmaktadır. Konu ile ilgili teorik tartışmalar klasik iktisatçılara kadar uzanmaktadır. Klasik teoriye göre, paranın uzun dönemde reel değişkenler üzerinde hiçbir etkisi yoktur, yani para yansızdır. Buna göre reel faiz, para miktarındaki değişimlerden sadece kısa dönemde etkilenir, ancak uzun dönemde tekrar eski düzeyine döner. Buna göre faiz oranı ile genel fiyat düzeyi arasında herhangi bir etkileşim bulunmamaktadır. Yani, uzun dönemde faiz oranı genel fiyat düzeyinden bağımsızdır (Yamak ve Tanrıöver, 2007: 2).

^(*) Doç. Dr. Atatürk Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

^(**) Arş. Gör. Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü

Klasik iktisattaki bu temel önermeye yönelik şüpheler, Tooke'nin Birleşik Krallık (BK)'ta faiz oranı ve fiyat seviyesi arasında pozitif ilişki olduğu yönündeki gözlemleri ile başlamıştır. Tooke'nin gözlemlerine göre, BK'de 1797-1837 yılları arasında faiz oranlarındaki sürekli düşüş ile birlikte mal fiyatlarında da sürekli bir düşüş ortaya çıkmıştır (Tooke, 1844: 123). Tooke'nin bu gözlemi, Gibson tarafından BK üzerine yapılan uygulamalı bir çalışma ile test edilmiştir. Çalışma sonucunda Gibson, BK'de 150 yıl boyunca tahvil faizi ile genel fiyat düzeyi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu ortaya koyan bulgular elde etmiştir. Buna göre para arzındaki genişleme, enflasyonla birlikte faizleri yükseltmektedir (Gibson, 1923: 15-34).

Teorik bir açıklaması olmayan bu durum karşısında Keynes, Gibson'un açıklamasının konjonktürel dönemlere özgü olduğunu ileri sürmüştür. Keynes'e göre parasal genişleme, temelde faizleri düşürücü etki yapmaktadır, ancak konjonktürel canlanmanın sebep olduğu kredi genişlemesi (enflasyon beklentisi arttığından) bu etkiyi bastırabilmekte ve faizleri yükseltebilmektedir. Fakat bu durum geçicidir. Bu görüşleri doğrultusunda Keynes, Gibson'nun açıklamasını bir çelişki olarak nitelendirmiştir (Keynes, 1930: 198-208).

Faiz ve fiyat düzeyi arasındaki pozitif ilişkinin bir çelişki olup olmadığı konusunda iktisatçılar çeşitli teorik açıklamalar yapmışlardır. Fisher, nominal faiz oranının reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranının toplamına eşit olduğunu ifade eden bir denklem türeterek, nominal faiz oranının beklenen enflasyon oranı ile pozitif ilişkili olduğunu ortaya koymuştur (Fisher, 1930: 279). Wicksell, altın arzının artmasının fiyatlar genel düzeyini yükselteceğini ve bu durumun genellikle faizlerde de bir yükselişe neden olacağını belirterek fiyatlar ile faiz oranları arasında pozitif yönlü bir ilişkinin olabileceğini ileri sürmüştür (Wicksell, 1936: 32-35). Konu ile ilgili olarak yapılan bazı teorik açıklamalar ise, Gibson'un hipotezinin altın standardı dönemi için geçerli olduğu yönündedir. Buna göre, altın standardı döneminde fiyatların, faiz oranlarının ve parasal altın stoklarının birlikte hareketi Gibson'un açıklamasını geçerli hale getirmektedir (Benjamin ve Kochin, 1984: 601-2; Mills, 1990: 286).

Öte yandan Cagan ve Sargent, borçlanma talebindeki artışların para arzını artırması durumunda, faiz ile fiyat arasında değil, para çarpanı ile fiyat seviyesi arasında pozitif bir ilişki olabileceğini, yani fiyat seviyesindeki artışların faiz oranını yükselteceğini ileri sürerek Gibson'un açıklamasına karşı çıkmışlardır (Cagan, 1965: 255; Sargent, 1973: 386-87). Benzer şekilde Kitchen, Peake, Friedman ve Schwartz, faiz ile fiyat arasında teorik olarak böyle bir ilişkinin olmadığını ve Gibson'un açıklamasının sadece uygulamalı bir bulgu olarak kalacağını ileri sürmüşlerdir (Kitchen, 1923: 13-14; Peake, 1928: 720; Friedman ve Schwartz, 1976: 288).

Faiz ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişkinin mali ve reel piyasalar üzerindeki öneminden hareketle yapılan bu çalışmanın temel amacı, Türkiye'de faiz ile genel fiyat düzeyi arasındaki ilişkiyi Gibson Çelişkisi çerçevesinde

zaman serileri analizleri ile ekonometrik açıdan incelemek ve Türkiye’de uygulanan parasal istikrar politikalarında nominal faiz - fiyat düzeyi ilişkisinin boyutunu ortaya koymaktır. Bu amaç doğrultusunda, çalışmada öncelikle konuyla ilgili literatürde yer alan çalışmalara değinilmekte ve daha sonra araştırmada kullanılan veriler ve yöntem tanıtılmaktadır. Son kısımda ise uygulama sonucu ulaşılan bulgular verilmekte ve çalışma genel bir değerlendirmenin yapıldığı sonuç bölümüyle sona ermektedir.

II. Gibson Çelişkisi Üzerine Literatür Özeti

Gibson Çelişkisi’nin geçerliliği konusundaki teorik tartışmalar doğrultusunda araştırmacılar, 1930’lu yıllardan günümüze kadar çok sayıda uygulamalı çalışma yapmışlardır. Uygulamalı literatürde Gibson Çelişkisi, çeşitli ülke grupları, farklı zaman dönemleri ve analiz yöntemleri kullanılarak test edilmiştir. Bu durum, literatürde yer alan belli başlı çalışmaların sonuçlarının birbirleriyle tam uyumlu olmamasına neden olmuştur. Konu ile ilgili olarak yapılan belli başlı çalışmaları aşağıdaki gibi özetlemek mümkündür.

Faiz ve fiyat arasındaki ilişki konusunda yapılan ilk uygulamalı çalışmalardan biri, açıklamaları teorik ve uygulamalı literatürde tartışma yaratan Gibson’a aittir (Gibson, 1923: 15-34). Gibson, 1773-1923 dönemine ait verileri kullanarak BK üzerine yaptığı çalışmada, basit korelasyon analizi kullanarak tahvil faizi ile toptan eşya fiyat endeksi şeklindeki iki seri arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Gibson’un bu çalışmasını takiben Fisher, 1820-1924 dönemine ait verilerle Birleşik Krallık, 1890-1927 dönemine ait verilerle Birleşik Devletler için regresyon analizi kullanarak yaptığı çalışmada, nominal faiz ile beklenen enflasyon arasında aynı yönlü bir ilişki olduğu ve fiyat değişimlerinin faiz oranları üzerindeki etkilerinin yıllara dağıldığı yönünde bulgular elde etmiştir (Fisher, 1930: 233-241). Benzer şekilde Kitchen (1923: 10-15), Cagan (1965: 283-284), Shiller ve Siegel (1977: 891-907), Chen ve Lee (1990: 96-107), Klein (1995: 159-176) ve Hannsgen (2004: 1-21) tarafından yapılan çalışmalarda da Gibson Çelişkisi’nin geçerli olduğu yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Diğer yandan bazı çalışmalarda [Benjamin ve Kochin (1984: 587-612), Dwyer (1984: 109-127), Lee ve Petruzzi (1986: 189-196)], faiz ile fiyat arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu kabul edilmekle birlikte, söz konusu ilişkinin ele alınan zaman dönemine, örnek grubuna ve kullanılan yöntemlere göre farklılık gösterdiği ileri sürülmüştür.

Gibson Çelişkisi’nin geçerliliği konusunda yapılan çalışmalardan bir diğeri ise Harley’e aittir (Harley, 1977: 69-89). Harley, Birleşik Krallık için 1873-1913 dönemine ait verilerle yaptığı regresyon analizi sonucunda, pozitif yönlü faiz-fiyat ilişkisinin sadece Altın Standardı döneminde geçerli olduğu bulgusunu elde etmiştir. Benzer şekilde Friedman ve Schwartz (1982: 535-540), Barsky ve Summers (1988: 528-549), Coulombe (1998: 1-47), Mills (1990: 277-286), Muscatelli ve Spinelli (1996: 468-492) ve Dowd ve Harrison (2000:

711-713) tarafından yapılan çalışmalar sonucunda, çelişkinin Altın Standardı dönemi dışında geçerli olmadığı yönünde bulgulara ulaşılmıştır.

Öte yandan, Gibson Çelişkisi'nin geçerliliği konusunda yapılan önemli çalışmalardan bir diğeri de Corbae ve Quliaris'e aittir (Corbae ve Quliaris, 1989: 295-303). Araştırmacılar, 1920-1987 yıllarını kapsayan bir dönem için İngiltere ve ABD üzerine yapmış oldukları çalışmada regresyon analizi kullanmışlardır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, faiz ile fiyat arasındaki regresyon ilişkisi sahtedir ve Gibson çelişkisi, istatistiki açıdan anlamsızdır. Benzer şekilde, Cochran (1997: 1-27), Serletis ve Zestos (1999: 117-125) ve Atkins ve Serletis (2003: 673-679) tarafından yapılan çalışmalarda da Gibson Çelişkisi'nin varlığına ilişkin uygulamalı bulgu elde edilememiştir.

Gibson Çelişkisi'nin geçerliliği konusunda Türkiye üzerine yapılan az sayıdaki çalışmayı, elde edilen sonuçları itibariyle şu şekilde özetlemek mümkündür: Yamak ve Tanrıöver (2007: 1-13) 1990-2006 dönemine ait verilerle, Şimşek ve Kadılar (2008: 116-127) 1987-2004 dönemine ait verilerle sınır testi yaklaşımını kullanarak yaptıkları çalışmalarda, uzun dönemde fiyat düzeyi ile faiz oranları arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu tespit etmişler ve böylece Gibson Çelişkisi'nin Türkiye için geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Öte yandan Halıcıoğlu (2004: 111-119), 1950-2002 dönemine ait verileri kullanarak yapmış olduğu çalışmada, en küçük kareler yöntemi (EKK) ile Gibson Çelişkisi'nin varlığını gösteren sonuçlara ulaşırken, Johansen eş-bütünleşme analizi ile çelişkinin geçerli olmadığı yönünde bulgulara ulaşmıştır. Araştırmacı, durağan olmayan verilerle yaptığı regresyon analizinde yüksek R^2 ve düşük Durbin Watson değerlerinin sahte bir regresyon ilişkisine işaret ettiğini ifade ederek, Gibson Çelişkisi'nin geçerli olmadığını ileri sürmüştür.

1923-2008 yılları arasında muhtelif yıllarda yapılan temel uygulamalı çalışmalara ilişkin literatür özeti Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1: Gibson Çelişkisi'ne İlişkin Literatür: Temel Çalışmalar

Yazar(lar)/ Çalışma Yılı	Ülke(ler)/ Zaman Dönemi	Yöntem	Değişkenler	Sonuç
Gibson (1923)	BK, 1773-1923	Basit Korelasyon	GFD-tahvil faizi	GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Kitchen (1923)	BK, ABD (1890- 1922)	Basit Korelasyon	GFD-F	GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Fisher (1930)	BK (1820-1924), ABD (1890- 1927)	Basit Korelasyon	Fiyat değişimi-F	Fiyat değişimi ile F arasındaki ilişki pozitifdir.
Cagan (1965)	ABD (1870- 1965)	Basit Regresyon	Bono faizleri ve GFD	GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Schiller- Siegel (1977)	İngiltere (1826- 1937)	Nedensellik Testi	GFD ve tahvil faizi	GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Harley (1977)	İngiltere (1873- 1913)	Basit Regresyon Analizi	GFD-F	Altın Standardı döneminde, GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Friedman- Schwartz (1982)	ABD, BK (1870- 1975)	Basit Regresyon Analizi	GFD-F	Altın Standardı döneminde, GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Benjamin- Kochin (1984)	BK (1729-1931)	Eş- bütünleşme Analizi	GFD-tahvil faizi	GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Dwyer (1984)	BK, ABD, Fransa, Belçika (1729-1857- 1798-1832-1975)	Basit Korelasyon	GFD-F	GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Lee-Petruzzi (1986)	ABD (1800- 1981), BK (1730- 1981)	Regresyon Analizi	GFD-F	GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Barsky- Summers (1988)	İngiltere (1730- 1938)	Basit Regresyon	GFD- tahvil faizi	Altın Standardı döneminde, GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Corbae- Quliaris (1989)	ABD (1920- 1986), BK (1890-1982)	ARMA Analizi	GFD-F	GFD ve F ilişkisi yoktur.
Chen-Lee (1990)	ABD (1800- 1981), İngiltere (1729- 1981)	VARMA Analizi	GFD-F	GFD ile F pozitif ilişkilidir

Tablo 1: *Gibson Çelişkisi'ne İlişkin Literatür: Temel Çalışmalar (Devamı)*

Yazar(lar)/ Çalışma Yılı	Ülke(ler)/ Zaman Dönemi	Yöntem	Değişkenler	Sonuç
Mills (1990)	BK (1729-1931)	Regresyon Analizi	GFD-F	Altın Standardı döneminde, GFD ile F pozitif ilişkilidir
Klein (1995)	ABD (1948-1994)	Vektör Hata Düzeltilme	GFD-F	GFD ile F pozitif ilişkilidir
Muscatelli- Spinelli (1996)	İngiltere, ABD, İtalya (1815-1995)	Regresyon Analizi	GFD-F	Altın Standardı döneminde, GFD ile F pozitif ilişkilidir
Cochran (1997)	İngiltere (1730- 1981), ABD (1800-1981)	Regresyon Analizi	GFD- tahvil faizi	GFD ve F ilişkisi yoktur.
Coulombe (1998)	BK (1717-1914), Kanada (1954- 1994)	ARMA Analizi	GFD- tahvil faizi	Altın Standardı döneminde, GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Serletis- Zestos (1999)	8 Avrupa Birliği ülkesi (1957-1994).	Regresyon Analizi	GFD-F	GFD ve F ilişkisi yoktur.
Dowd- Harrison (2000)	BK (1821-1913)	Eş- bütünleşme Testi	GFD-F	Altın Standardı döneminde, GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Atkins- Serletis (2002)	Kanada, ABD, İtalya, Norveç, İsveç, İngiltere (1880-1986)	Sınır Testi	GFD-F	GFD ve F ilişkisi yoktur.
Halıcıoğlu (2004)	Türkiye (1950- 2002)	Eşbütünleşme Testi	GFD-F	GFD ve F ilişkisi yoktur.
Hannsgen (2004)	ABD (1954-2004)	Nedensellik Testi	GFD-bono faizi	GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Yamak- Tanrıöver (2007)	Türkiye (1990- 2006)	Sınır Testi	GFD-F	GFD ile F pozitif ilişkilidir.
Şimşek- Kadılar (2008)	Türkiye (1987- 2004)	Sınır Testi	GFD-F	GFD ile F pozitif ilişkilidir.

Not: Tabloda genel fiyat düzeyi için GFD, nominal faiz oranı için F, Birleşik Krallık için BK, Amerika Birleşik Devletleri için ABD kısaltmaları kullanılmıştır.

Özetlenecek olursa, nominal faiz oranı ile genel fiyat düzeyi arasında pozitif bir ilişki olup olmadığını araştıran uygulamalı çalışmaların tamamı dikkate alındığında, Gibson Çelişkisi'nin geçerliliği konusunda net bir görüş birliğinin sağlanamadığı söylenebilir. Bu değişik sonuçların; veri ölçümleri, incelenen dönem ve örnek grubu farklılıklarından kaynaklandığı ifade edilebilir.

Türkiye üzerine yapılan diğer çalışmalara göre bu çalışmanın, ele alınan verilerin zaman dönemi ile kullanılan ekonometrik yöntem açısından farklılık arz ettiğini ifade etmek mümkündür. Diğer taraftan bu çalışmada elde edilen bulgular, Türkiye'de uygulanan enflasyona odaklı istikrar politikalarında faiz ve fiyat düzeyi ilişkisinin (talep ve maliyet kaynaklı olarak) dikkate alınması gerektiğine işaret etmektedir.

III. Gibson Çelişkisi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz

Bu çalışmada Türkiye için nominal faiz oranı ile genel fiyat düzeyi arasında pozitif bir ilişki olduğunu öne süren Gibson Çelişkisi'nin geçerliliği ekonometrik olarak incelenmektedir. Bu çerçevede, Türkiye'de uygulanan parasal istikrar politikalarında nominal faiz - fiyat düzeyi ilişkisinin boyutunu belirlemek amaçlanmaktadır.

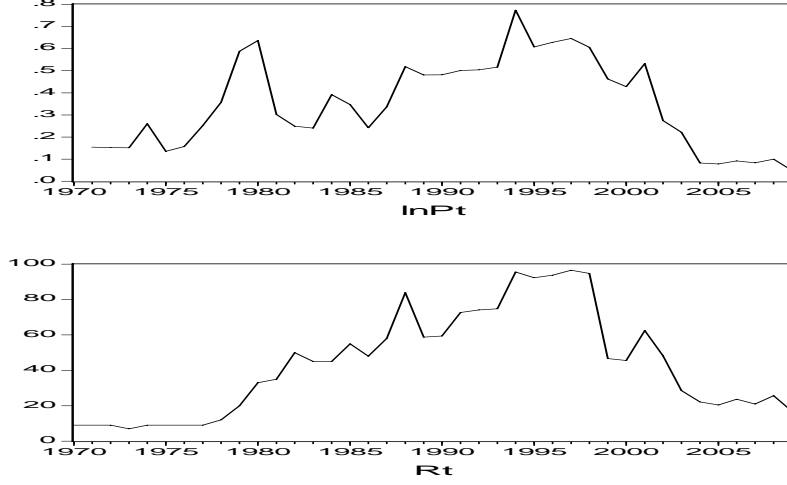
A. Kapsam ve Veri Seti

Gibson çelişkisinin geçerliliğinin test edildiği bu çalışmada, Türkiye için 1970-2009 dönemine ait yıllık zaman serileri kullanılmıştır. Uygulamanın verileri; nominal faiz oranı ve Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE) değişkenlerine ait zaman serisi verilerinden oluşmaktadır.

Nominal faiz oranı, Merkez Bankası tarafından yayımlanan 1 yıl vadeli ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranıdır. Mevduat faiz oranları, bankaların vadeler itibarıyla ilgili ay içinde uygulayacağını bildirdiği azami faiz oranlarının mevduat tutarları ile gün sayısına göre ağırlıklandırılarak hesaplanmış ortalamalarından oluşmaktadır (TCMB, 2009).

Fiyat düzeyini temsilen kullanılan TÜFE değişkeni, 2003 yılı baz alınarak reelleştirilmiştir. Verilerin derlenmesinde, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve Türkiye İstatistik Kurumu istatistiklerinden yararlanılmıştır.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin zamana bağlı değişimleri Şekil 1'de verilmiştir.



Şekil 1: Fiyat (Log) Düzeyi ve Nominal Faiz Oranının Zamana Bağlı Değişimleri

B. Yöntem

Gibson Çelişkisi'nin Türkiye için geçerliliğinin araştırıldığı bu çalışmada, fiyatlar genel düzeyinin ve faiz oranlarının belirlenmesinde etkili olan faktörlerin de dahil edilebildiği geniş kapsamlı bir model ortaya koyan Hannsgen'in çalışması baz alınarak, iktisat literatüründe genel kabul görmüş olan, yarı logaritmik model kullanılmıştır (Hannsgen, 2004: 11-13). Fiyat düzeyinin logaritmasının enflasyon göstergesi olarak kabul edildiği bu model, özellikle Gibson Çelişkisi'nin tahmin edilmesiyle ilgili uygulamalı çalışmaların çoğunda doğrusal formdan daha fazla kabul görmektedir. Söz konusu eşitlik aşağıdaki gibidir:

$$\ln P_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + e_t \quad (1)$$

Burada $\ln P$, TÜFE'nin logaritmasını yani genel fiyat düzeyini; R , nominal faiz oranını; t , zamanı ve e , hata terimini temsil etmektedir. Ayrıca Gibson Çelişkisi'nin geçerli olması anlamında, faiz oranının enflasyon ($\ln P$) üzerindeki etkisinin pozitif olması ($\beta_1 > 0$) beklenmektedir.

Çalışmada öncelikle ele alınan değişkenlerin durağan olup olmadıkları ve durağan iseler hangi seviyede durağan oldukları Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile sınanmıştır. Zaman serisi analizlerinde verilerin durağan olması gerekmektedir. Durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilir. Bu durumda regresyon analiziyle elde edilen sonuç gerçek ilişkiyi yansıtmamaktadır (Gujarati, 1999: 713, 726).

Çalışmada daha sonra değişkenler arasında eş-bütünleşme olup olmadığı Johansen eş-bütünleşme testiyle araştırılmıştır (Johansen ve Juselius, 1990: 169-210). Eş-bütünleşme yöntemi değişkenin aldığı değerlerden oluşan durağan olmayan serilerin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde durağan olmasına, dolayısıyla değişkenlerin birbirleriyle eş-bütünleşmesine, zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkisinin modellenmesine ve tahmin edilmesine yöneliktir. Değişkenler arasında eş-bütünleşmenin bulunması gerçek bir uzun dönemli ilişki anlamına gelmektedir.

Ayrıca uzun dönemli ilişki yorumunda, eş-bütünleşik vektörün bağımlı değişken olacak şekilde normalize edilmesinin doğruluğunu saptamak amacıyla zayıf dışsallık (weak exogeneity) testi yapılmıştır. $\pi = \alpha\beta'$ uzun dönem tepki matrisinde, her bir değişken için α değerinin sifıra eşit olmasının olabilirlik oranı yöntemi ile test edilebileceğini ve i 'nci değişken için $\alpha_i = 0$ reddedilemediğinde bu değişkenin β içerisindeki uzun dönem parametreleri için dışsal olacağını göstermiştir (Johansen, 1995: 119). InP'nin zayıf dışsal olduğu varsayımı altında, zayıf dışsallık ile ilgili "değişken zayıf dışsaldır" şeklindeki H_0 hipotezi, kısıt vektörü $H'=[1 \ 0]$ ile test edilmiştir. Bu kısıt ilgili diğer değişkenin zayıf dışsallığının testi için de oluşturulmuştur. Zayıf dışsallık istatistiği, bir log olabilirlik test istatistiği olup, asimtotik olarak $r(n-m)$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir. Burada $n-m$, b üzerindeki sınır sayısını; $m \times n$, kısıt vektörün boyutlarını; r , eş-bütünleşen vektör sayısını göstermektedir.

Çalışmada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ve ilişkinin yönü, "Granger Nedensellik Testi" yardımıyla araştırılmıştır (Granger, 1969: 424-438). Nedensellik testi iki değişken arasında bir sebep-sonuç ilişkisinin olup olmadığını, eğer varsa ilişkinin yönünü test etmek amacıyla kullanılmaktadır. Granger nedensellik testi, kolay uygulanabilmesi sebebiyle en çok tercih edilen yöntemlerden biridir. Ayrıca 1980'lerin sonunda ortaya çıkan eş-bütünleşme literatürü, nedensellik testi ile ilgili teorik çalışmaların yeniden gözden geçirilmesine katkıda bulunmuştur. Bu kapsamda eş-bütünleşme analizi ve hata düzeltme modeli şeklindeki ekonometrik gelişmeler nedensellik testine yönelik son çalışmalarda yoğun bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır. Buna göre iki değişkenin durağan ve eş-bütünleşik olması durumunda, nedensellik testleri vektör hata düzeltme modeline (VECM) göre oluşturulabilmektedir. Çalışmada söz konusu test, (1) nolu eşitlikten hareketle oluşturulan hata düzeltme-geliştirilmiş Granger nedensellik modelleri kullanılarak yapılmıştır:

$$\Delta \ln P_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^r \delta_{1i} ECM_{r,t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta R_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{2i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=1}^r \delta_{2i} ECM_{r,t-1} + v_t \quad (3)$$

(2) ve (3) nolu regresyon denklemlerinde Δ birinci derece fark operatörünü; m, n ve r gecikme uzunluklarını; u ve v ise hata terimlerini göstermektedir. Modelin anlamlı sonuçlar verebilmesi için, denklemlerin sağ tarafında yer alan bağımsız değişken katsayılarının (γ_{1i} , γ_{2i}) ve $ECM_{r,t-1}$ şeklindeki gecikmeli hata terimlerine ait katsayıların (δ_{1i} ve δ_{2i}) biri ya da ikisinin birden istatistiki açıdan anlamlı olması gerekmektedir. Katsayılar istatistiki açıdan anlamlı ise “bağımlı değişken veri iken, bağımsız değişken bağımlı değişkenin Granger nedeni değildir” şeklindeki boş hipotez reddedilmektedir. Bu hipotez, hata düzeltme terimleri için t-testi, açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerleri için ise F-testi kullanılarak test edilmektedir. VECM sisteminin en az birinde gecikmeli hata terimine ait katsayının istatistiki olarak sıfırdan farklı olması gerekmektedir. Eğer denklem sisteminin tamamında hız ayarlama parametreleri sıfır ise, uzun dönem denge ilişkisi ortaya çıkmamakta ve model, hata düzeltme niteliği taşımamaktadır (Charemza ve Deadman, 1993: 51-55).

Öte yandan faiz oranı ve fiyat düzeyi değişkenleri arasındaki kısa dönemli dinamikleri değerlendirmek amacıyla hata düzeltme modelleri tahmin edilmiştir. Hata düzeltme modellerine, faiz oranı ve fiyat düzeyi ile ilgili bulguların daha sağlıklı hale getirilebilmesi için, 1978, 1988, 1994 ve 2001 dönemleri için 1, diğer dönemler için 0 değeri atanarak elde edilen ve ekonomik kriz faktörünü ifade eden bir gölge değişken (D) dahil edilmiştir. Söz konusu VEC eşitlikleri şu şekildedir:

$$\Delta \ln P_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln P_{t-1} + \beta_3 \Delta \ln P_{t-2} + \beta_4 \Delta R_t + \beta_5 \Delta R_{t-1} + \beta_6 D + u_t \quad (4)$$

$$\Delta R_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \beta_2 \Delta R_{t-1} + \beta_3 \Delta R_{t-2} + \beta_4 \Delta \ln P_t + \beta_5 \Delta \ln P_{t-1} + \beta_6 D + u_t \quad (5)$$

$$EC_t = \ln P_t - \beta_0 - \beta_1 R_t$$

Analizlerde ise Eviews 5.1 ekonometrik analiz paket programı kullanılmıştır.

C. Analiz Sonuçları

Çalışmada Türkiye’de Gibson Çelişkisi’nin geçerliliğini test etmek için, ADF ve PP birim kök testi uygulanarak model tahmininde yer alan verilerin zaman içinde durağan olup olmadıkları ve durağan iseler hangi seviyede durağan oldukları araştırılmıştır.

Tablo 2 ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçlarını göstermektedir. Parantez içindeki rakamlar değişkenler için gecikme değerleri olup, Schwartz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre otokorelasyonun bulunmadığı minimum gecikmeler olarak belirlenmiştir.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Değişken Adı	ADF Testi		PP Testi	
	Seviye	I. Fark	Seviye	I. Fark
lnP	-1.978(1)	-5.754(0) ^(a)	-1.802(3)	-4.391(1) ^(a)
R	-0.958(0)	-6.050 (1) ^(a)	-0.712(2) ^(a)	-6.488(0) ^(a)
a = % 1	-4.219	-4.219	-4.211	-4.219
b = % 5	-3.533	-3.533	-3.529	-3.533
c = % 10	-3.1198	-3.198	-3.196	-3.198

^(a): Sabitli/trendli modelde % 1 önem düzeyinde değişkenin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 2'de, 1970-2009 dönemi için çalışmada kullanılan fiyat düzeyi ve faiz oranı değişkenlerinin % 1 önem düzeyinde birinci farkı ile [I(1)] durağan hale geldikleri veya birim kök içermedikleri gözlenmektedir.

Değişkenlere ait serilerin birinci farklarıyla aynı dereceden durağan olmaları nedeniyle, sahte nedensellik ilişkisinin önüne geçebilmek için Johansen eş-bütünleşme testi yapılmıştır. Bu test vasıtasıyla nedensellik sınamaları için oluşturulan denklemlerde yer alan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı tespit edilmiştir. Johansen yönteminde ilk aşama gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bunun için birçok gecikmeyle çalışılmış, AIC kriterine göre en uygun gecikme uzunluğunun "1" olduğuna karar verilmiştir. Çalışmada, faiz ve fiyat düzeyi serilerinin kapalı vektör otoregresyon modeline dayanan Johansen uygulamasında sabit, trend ve her bir değişkenin ikinci dereceden gecikmeleri kullanılmıştır. Bunun için birçok gecikmeyle çalışılmış, AIC ve SIC kriterlerine göre uygun gecikme uzunluğunun "2" olduğuna karar verilmiştir. Yapılan eş-bütünleşme testinin sonuçları Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3: Johansen Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları

Öz Değerler	İz Testi	Max. Özdeğer Testi	Kritik Değer		Eş-Bütünleşme Hipotezinin Test Edilmesi	
			% 5 (İz)	% 5 (Max)		
0.394	28.877 ^(a)	19.519 ^(a)	25.872	19.387	r = 0, r ≥ 1	Red
0.244	10.369	10.369	12.518	12.518	r = 1, r ≥ 2	Kabul

^(a): Test istatistiğinin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 3'teki sonuçlar, ele alınan değişkenler arasında eş-bütünleşmenin olmadığı yönündeki H₀ hipotezinin reddedildiğini ve değişkenler arasında bir

eş-bütünleşme vektörünün bulunduğunu göstermektedir. Buna göre söz konusu değişkenler arasında eş-bütünleşme vardır, yani değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır.

Eş-bütünleşme vektörü, fiyat düzeyi değişkeninin katsayısına göre normalize edildiğinde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\begin{aligned} \ln P_t &= 1.947 + 0.372R_t & R_t &= 0.210 + 0.175 \ln P_t \\ t \text{ (1.905)} & \quad (3.916) & (1.890) & \quad (2.158) \end{aligned}$$

Yukarıdaki denkleme göre, uzun dönemde nominal faiz ile genel fiyat düzeyi arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki vardır. Buna göre incelenen dönemde, nominal faiz oranı ile genel fiyat düzeyi arasında pozitif bir ilişki olduğunu öne süren Gibson Çelişkisi'nin Türkiye için geçerli olduğunu söylemek mümkündür.

Yapılan bu yorumlar için doğru normalizasyon yapıp yapılmadığı, zayıf dışsallık testi yardımıyla belirlenmiştir. Zayıf dışsallık testi sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4: Zayıf Dışsallık Testi

Değişkenler	Kısıt Vektörleri	LR Testi (χ^2)	p değeri
lnP	H ₁ (1 0)	12.579 ^(a)	0.009
R	H ₁ (0 1)	4.502 ^(c)	0.091

^{(a), (c)}: % 1 ve % 10 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Tablodaki sonuçlar, olabilirlik oranı (LR) testinin “zayıf dışsaldır” şeklindeki H₀ hipotezinin lnP değişkeni için % 1; R değişkeni için % 10 önem düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. Buna göre, hem lnP hem de R değişkenlerinin içsel olduğu ifade edilebilir. Tablodaki sonuçlar, fiyat düzeyi ve faiz denklemlerini normalizasyon kısıtı koyarak belirlenen eş-bütünleşme vektörleri için yapılan yorumların geçerli olduğunu göstermektedir.

Ele alınan değişkenlerin birinci farkları ile aynı dereceden durağan olmaları ve değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olması nedeniyle çalışmada, değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ayarlanma sürecini gösteren ve dinamik bir modele uygulanan hata düzeltme mekanizması işletilmiştir. Yöntemin sunduğu olanaklar dahilinde nedensellik testi yapılmıştır.

Granger nedensellik testinin sonuçları bağımlı değişkenin gecikme derecesindeki değişikliklere duyarlı olduğu için gecikme uzunlukları, AIC kriteri kullanılarak belirlenmiştir. Nedensellik analizinde maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak alınmıştır. Burada model seçim ölçütlerine göre belirlenen “2” gecikme derecesi için, eş-bütünleşme denklemlerinden üretilen hata

düzeltilme terimlerinin gecikmeli değerlerinin istatistiki olarak anlamlı bir şekilde modele eklenmesiyle oluşturulan (2) ve (3) nolu hata düzeltme denklemleri, hata terimlerinin gecikmeli değerleri için t testiyle, gecikmeli bağımsız değişkenler için ise F testiyle sınanmıştır.

Çalışmada ele alınan değişkenler için oluşturulan hata düzeltme-geliştirilmiş Granger nedensellik testine ait tahmin sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5: Hata Düzeltme-Geliştirilmiş Granger Nedensellik Test Sonuçları

Denk. No	Değişkenler		ECM _{t-1} , (t-değeri)	F-İst., (p değeri)	Sonuç
2	$\Delta \ln P$	ΔR	-0.009 (-2.101)	3.445 (0.029) ^(b)	$\Delta R \leftrightarrow \Delta \ln P$
3	ΔR	$\Delta \ln P$	-0.018 (-2.448)	6.169 (0.005) ^(a)	

(a), (b): Sırasıyla % 1 ve % 5 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 5'teki nedensellik test sonuçları incelendiğinde, hata düzeltme terimlerinin ve açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin istatistiki anlamlılığının, ΔR ile $\Delta \ln P$ arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına işaret ettiği görülmektedir. Bu sonuca ilişkin parametre katsayılarının ise (2) nolu denklem için % 5; (3) nolu denklem için ise % 1 önem düzeylerinde anlamlı oldukları görülmektedir. Araştırma sonuçlarından hareketle, Türkiye'de faiz oranları ile fiyat düzeyinin birbirini etkilediğini söylemek mümkündür.

Öte yandan, değişkenler arası kısa dönem dinamikleri değerlendirmek amacıyla (4) ve (5) nolu hata düzeltme modelleri tahmin edilmiştir. Söz konusu hata düzeltme modellerine ilişkin tahmin sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

(4) Nolu Denklem			(5) Nolu Denklem		
Değişken Adı	Katsayı	t-Değeri	Değişken Adı	Katsayı	t-Değeri
Sabit	0.041	2.078 ^(b)	Sabit	0.097	2.021 ^(b)
EC _{t-1}	-0.119	-2.504 ^(b)	EC _{t-1}	-0.136	-2.270 ^(b)
$\Delta \ln P(-1)$	0.661	2.889 ^(a)	$\Delta R(-1)$	0.609	2.829 ^(a)
$\Delta \ln P(-2)$	0.418	2.168 ^(b)	$\Delta R(-2)$	0.310	1.918 ^(c)
ΔR	0.0042	3.187 ^(a)	$\Delta \ln P$	0.0025	1.854 ^(c)
$\Delta R(-1)$	0.0027	1.198	$\Delta \ln P(-1)$	0.0016	1.849 ^(c)
D	0.049	2.435 ^(b)	D	0.069	2.412 ^(b)
$\bar{R}^2 = 0.842$ F _(p) = 12.162 (0.000) D.W. = 2.022			$\bar{R}^2 = 0.715$ F _(p) = 6.711 (0.008) D.W. = 1.985		

(a), (b) ve (c): Sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 6'daki tahmin sonuçlarına göre fiyat düzeyi ve faiz, kendi gecikmeli değerlerinden pozitif (sırasıyla ortalama 0.540 ve 0.460) ve anlamlı bir şekilde etkilenmektedir. Yani Türkiye'de faiz ve fiyat değişimleri kendi kendilerini besleyen bir yapı sergilemektedir. Diğer yandan, (4) ve (5) nolu denklem sonuçlarına göre, faizin fiyat düzeyi üzerindeki pozitif etkisi (ortalama 0.0035), fiyat düzeyinin faiz üzerindeki pozitif etkisinden (ortalama 0.0021) daha büyüktür. Bu durum Türk ekonomisinde faiz artışlarının fiyat artışlarına (maliyet yükselmesi) yol açtığına işaret etmektedir. Bunun yanı sıra gecikmeli hata düzeltme terimleri, fiyat düzeyi ve faizin gerçek değerleriyle uzun dönem değerleri arasındaki sapmanın her yıl sırasıyla % 12 ve % 14 kadarının ortadan kalktığını göstermektedir. Ekonomik kriz faktörünü ifade eden gölge değişkenlerin katsayıları fiyat düzeyi için 0.049, faiz için 0.069'dur ve % 5 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuç, Türkiye'de ekonomik kriz dönemlerinde fiyat düzeyi ve faizin arttığına işaret etmektedir.

Modellere ait istatistiki testlere göre, modelin açıklayıcılık gücünü gösteren \bar{R}^2 değerleri sırasıyla 0.84 ve 0.72 olarak tespit edilmiştir. Ayrıca modellerin bir bütün olarak anlamlı olduğunu gösteren F istatistiği değerleri, her iki model için % 1 önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Modellere ait DW istatistiği değerleri sırasıyla 2.022 ve 1.985 olarak elde edilmiş ve bu değerler %5 önem düzeyinde tablo değerleri olan $d_L(1.44)$ ve $d_U(1.54)$ değerlerinden büyük oldukları için otokorelasyonun olmadığını göstermektedir.

Analiz sonuçlarına göre, kısa dönemde uzun dönemi destekleyen sonuçlar elde edilmiş, söz konusu iki değişken arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Elde edilen sonuçlardan hareketle, 1970-2009 dönemi için Türkiye'de faiz ile fiyat düzeyi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu öne süren Gibson Çelişkisi'nin geçerli olduğunu söylemek mümkündür.

IV. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye için 1970-2009 dönemine ait yıllık zaman serileri kullanılarak, nominal faiz oranı ile genel fiyat düzeyi arasında pozitif bir ilişki olduğunu öne süren Gibson Çelişkisi'nin geçerliliği, Johansen eş-bütünleşme ve hata düzeltme-geliştirilmiş Granger nedensellik testi kullanılarak ekonometrik açıdan incelenmiştir.

Çalışmada elde edilen bulgulara göre, uzun dönemde nominal faiz ile genel fiyat düzeyi arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki vardır.

Hata düzeltme modeli çözümü sonucunda, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri ise şu şekilde tespit edilmiştir; Türkiye'de nominal faiz oranları ile genel fiyat düzeyi arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Bu bulgu, Türkiye'de faiz oranları ile fiyat düzeyinin birbirini etkilediği anlamına gelmektedir.

Öte yandan, banka kredileri büyüme oranı ve enflasyonun ayrı ayrı bağımlı değişken olarak alındığı hata düzeltme modelleri tahmin sonuçlarıyla elde edilen değişkenler arası kısa dönem dinamikleri, uzun dönemli ilişkilerle paralellik arz etmektedir. Ayrıca Türkiye’de ekonomik kriz dönemlerinde fiyat düzeyi ve faizin arttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Araştırma sonuçlarından hareketle, 1970-2009 dönemi için Türkiye’de faiz ile fiyat düzeyi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu öne süren Gibson Çelişkisi’nin hem kısa, hem de uzun dönemde geçerli olduğunu söylemek mümkündür.

Analiz sonuçlarına göre Türkiye’de faiz ve fiyat değişimleri kendi kendilerini besleyen bir yapı sergilemektedir ve faizin fiyat düzeyi üzerindeki pozitif etkisi, fiyat düzeyinin faiz üzerindeki pozitif etkisinden daha büyüktür. Bu durum Türk ekonomisinde, faiz artışlarının fiyat artışlarına (maliyet yükselmesi) neden olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla, Türkiye’de uygulanan enflasyona odaklı istikrar politikalarında faiz ve fiyat düzeyi ilişkisinin (talep ve maliyet kaynaklı olarak) dikkate alınması gerekmektedir. Bu çerçevede politika yapıcıların, kısa ve uzun dönemli enflasyonla mücadele politikalarına ağırlık vererek, faiz oranlarını üretken yatırımları artıracak şekilde belirlemeleri gerektiği ifade edilebilir.

Kaynaklar

- Atkins, F.J. and Serletis, A. (2003). “Bounds Tests of the Gibson Paradox and the Fisher Effect: Evidence from Low-Frequency International Data”, *Manchester School*, 71 (6), pp. 673-679.
- Barsky, R.B. and Summers, L.H. (1988). “Gibson Paradox and the Gold Standard”, *Journal of Political Economy*, 96 (3), pp. 528-549.
- Benjamin, D.K. and Kochin, L.A. (1984). *War, Prices, and Interest Rates: A Martial Solution to Gibson’s Paradox, In A Retrospective on the Classical Gold Standard, 1821-1931*, University of Chicago Press, Chicago.
- Cagan, P. (1965). *Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money, 1875-1960*, Columbia University Press, New York.
- Charemza, W.W. and Deadman, D.F. (1993). *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling Cointegration and Vector Autoregression*, Hanst: Edward Elgar Publishing Limited, Cambridge.
- Chen, C. and Lee, C.-W.J. (1990). “A VARMA Test on the Gibson Paradox”, *The Review of Economics and Statistics*, 72 (1), pp. 96-107.
- Cochran, J. (1997). “Replicating Gibson: Or, A Pair of Dummies Does not Beat a Paradox”, *GMU Economics Department Working Paper Series, WPE: 99-10*, pp. 1-21.
- Corbae, D. and Ouliaris, S. (1989). “A Random Walk Through the Gibson Paradox”, *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 295-303.

- Coulombe, S. (1998). "A Non-Paradoxical Interpretation of the Gibson Paradox", *Bank of Canada Working Paper*, No. 98-22, pp. 1-47.
- Dowd, K. and Harrison, B. (2000). "The Gibson Paradox and the Gold Standard: Evidence from the United Kingdom, 1821-1913", *Applied Economics Letters*, 7, pp. 711-713.
- Dwyer, G.P. (1984). "The Gibson Paradox: A Cross-Country Analysis", *Economica New Series*, 51 (202), pp. 109-127.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*,: Macmillan, New York.
- Friedman, M. and Schwartz, A.J. (1976). "From Gibson to Fisher: Explorations in Economic Research", *Occasional Papers of the NBER*, 3 (2), pp. 288-289.
- _____ (1982). *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates: 1867-1975*, University of Chicago Press, Chicago
- Gibson, A.H. (1923). "The Future Course of High Class Investment Values", *Banker's Magazine*, 115, pp. 15-34.
- Granger, C.W.J. (1969). "Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, 27.
- Gujarati, D.N. (1999). *Temel Ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen), Literatür Yayınları, İstanbul.
- Halıcioğlu, F. (2004). "The Gibson Paradox: An Empirical Investigation for Turkey", *European Research Studies Journal*, 7 (1-2), pp. 111-119.
- Hannsgen, G. (2004). "Gibson's Paradox, Monetary Policy, and the Emergence of Cycles", *The Levy Economics Institute of Bard College, Working Paper*, No. 448, pp. 1-21.
- Harley, C.K. (1977). "The Interest Rate and Prices in Britain, 1873-1913: A Study of the Gibson Paradox", *Explorations in Economic History*, 14, pp. 69-89.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169-210.
- Keynes, J.M. (1930). *A Treatise on Money*, Vol. II, Harcourt, Brace and Company, New York.
- Kitchin, J. (1923). "Cycles and Trends in Economic Factors", *Review of Economics and Statistics*, 5, pp. 10-16.
- Klein, L.R. (1995) "An Economic Interpretation of the Gibson Relationship", *Atlantic Economic Journal*, 23, pp. 159-76.
- Lee, C.-W.J. and Petruzzi, C.R. (1986). "The Gibson Paradox and Monetary Standard", *Review of Economics and Statistics*, 68, pp. 189-196.
- Mills, T.C. (1990) "A Note on the Gibson Paradox during the Gold Standard", *Explorations in Economic History*, 27, pp. 277-286.

- Muscattelli, V.A. and Spinelli, F. (1996). "Gibson's Paradox and Policy Regimes: A Comparison of the Experience in the US, UK and Italy", *Scottish Journal of Political Economy*, 43 (4), pp. 468-492.
- Peake, E.G. (1928). "Connection Between The Prices of Commodities and the Prices of Securities", *Bankers' Magazine*, May, 125, p. 720.
- Sargent, T.J. (1973) "Interest Rates and Prices in the Long Run: A Study of Gibson Paradox" *Journal of Money, Credit and Banking*, 5, pp. 385-449.
- Serletis, A. and Zestos, G. (1999). "On the Gibson Paradox", *Review of International Economics*, 7, pp. 117-125.
- Shiller, R.J. and Siegel, J.J. (1977). "The Gibson Paradox and Historical Movements in Real Interest Rates", *The Journal of Political Economy*, 85 (5), pp. 891-907.
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2008). "Gibson Çelişkisinin Türkiye Verileri ile Analizi", *Kırgız-Manas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20, ss.116-127.
- TCMB, (2009), TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, <http://evds.tcmb.gov.tr/>, (04.12.2009).
- Tooke, T. (1844). *An Inquiry into the Currency Principle*, Longman, Brown, Green, and Longmans, London.
- Wicksell, K. (1936). *Interest and Prices*, (Translated from the German: Richard F. Khan), R&R Clark Limited Edinburg, Great Britain.
- Yamak, N. ve Tanrıöver, B. (2007) "Türkiye'de Nominal Faiz Oranı-Genel Fiyat Düzeyi İlişkisi; Gibson Paradoksu, 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, ss. 1-13, <http://eisemp8.inonu.edu.tr/bildiri-pdf/yamak-tanriover.pdf>, (05.08.2009).