



GIBSON ÇELİŞKİSİNİN TÜRKİYE VERİLERİ İLE ANALİZİ

Doç. Dr. Muammer ŞİMŞEK

Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet M.Y.O., Sivas, msimsek@cumhuriyet.edu.tr

Doç. Dr. Cem KADILAR

Hacettepe Üniversitesi, İstatistik Bölümü, Beytepe-Ankara, kadilar@hacettepe.edu.tr

Özet

Bu çalışmada, uzun dönem faiz oranları (iç borçlanma faiz oranları) ile fiyat düzeyi (logaritmik) arasında güçlü pozitif ilişkinin bulunduğunu ifade eden Gibson çelişkisi, Türkiye Ekonomisi'nin 1987(I)-2004(IV) dönemine ilişkin mevsimsel verileri kullanarak test edilmektedir. Çalışmada, uygulamalı ekonometride Pesaran *vd.* (2001) tarafından yeni geliştirilen eşbütünleşmeye ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmaktadır. Elde edilen sonuçlar, Gibson'nun bulgularını desteklemektedir.

Anahtar Kelimeler: Nominal faiz oranı, fiyat düzeyi, Gibson çelişkisi, kısıtsız hata düzeltme modeli, eşbütünleşme analizi, ARDL, sınır testi, kritik sınır değerleri.

THE GIBSON PARADOX: THE CASE OF TURKEY

Abstract

In this study, the Gibson paradox, which is the strong positive correlation between the price level measured by a (log) price index and the long-term nominal interest rate measured by the yield to maturity of long-term bonds, has been tested using Turkish quarterly data over the 1987(I)- 2004(IV) periods. Here, ARDL bounds testing approach to cointegration developed by Pesaran *et al.* (2001) in applied econometrics is used. Results support the Gibson's findings in Turkey, as well.

Key Words: Nominal interest rate, price level, Gibson paradox, unrestricted error correction model, cointegration analysis, ARDL, bounds testing, critical value bounds.

1. GİRİŞ

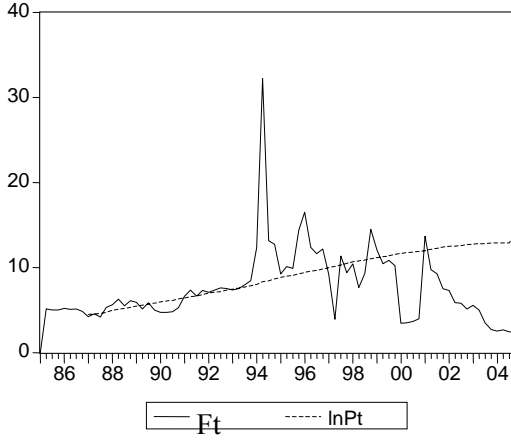
İktisat tarihçileri, klasik altın standardı döneminde İngiltere’de fiyat düzeyinin seyrini, uzun soluklu durağan bir süreç olarak tanımlamaktadırlar. 1714-1914 arası dönemde İngiliz sterlini sabit bir (parite üzerinden) oranda altına konvertibl olarak kullanılabilmiştir. Altının kendi nispi fiyat düzeyi de durağan olduğu için, böyle kurumsallaşmış bir parasal politika yapısı çok uzun bir dönemde durağan bir fiyat düzeyinin sürmesini sağlayabilmiştir. Aynı dönemde İngiltere’de faiz oranları da fiyat düzeyindeki bu kararlı seyri izlemiştir.

İngiliz banka sektöründe yer alan Gibson, 1920 li yıllarda fiyat düzeyi ile uzun dönemli nominal faiz oranları arasında güçlü bir pozitif ilişkinin bulunduğunu ampirik olarak ortaya koymuştur. Keynes bu ilişkiyi daha sonra “Gibson Çelişkisi” olarak isimlendirmiş ve kantitatif ekonominin tamamında yer alan ampirik gerçeklerden biri olduğunu belirtmiştir. Bu güçlü pozitif ilişki, klasik parasal teorisinin öngörüsü ile ters düştüğü için bir çelişki olarak nitelendirilmiştir. Çünkü klasik parasal teori, faiz oranlarının fiyat düzeyinden bağımsız olduğunu belirtmektedir. Klasikler para arzındaki değişmelerin; çıktı, istihdam, tasarruf ve yatırımlar üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını, sadece fiyatlar genel düzeyini etkilediğini kabul etmektedir. Bir başka anlatımla dengedeki fiyat düzeyi parasal bir boyuta sahip olduğu için, dolaşımdaki paranın miktarına bağlıdır. Ancak faiz oranı paranın miktarına bağlı değildir. Para stoku iki katına çıkartılırsa, fiyat düzeyi de iki katına çıkabilir, fakat denge düzeyindeki faiz oranı değişmeden kalır.

Klasik doktrinlere göre faiz oranı, ödünç verilebilir fonlar piyasasını etkileyen tasarruf ve verimlilik gibi reel faktörler tarafından belirlenmektedir. Ancak klasikler parasal faktörlerle, faiz oranları arasında kısa dönemdeki ilişkiyi tamamen reddetmemektedirler. Fakat klasikler uzun dönemle ilgilendikleri için bu ilişkiyi analizlerine katmamışlardır. Bu nedenle uzun dönemdeki faiz oranları ve fiyatlar arasındaki ilişki Gibson’dan sonra bir çelişki (paradoks) olarak isimlendirilmiştir.

Gibson çelişkisi konusunda en ünlü açıklamalardan birisi Fisher tarafından yapılmıştır. Fisher etkisi olarak bilinen bu düşünceye göre paranın büyüme oranındaki sürekli bir artış, önce nominal faiz oranlarında bir düşmeye neden olmakta ve daha sonra çıktı ve enflasyon artarken faiz oranları da yavaş yavaş yükselmektedir. Uzun dönemde faiz oranları, ekonomideki paranın büyüme oranı ve enflasyonla aynı miktarda artış göstermektedir. Fisher denklemi olarak bilinen özdeşlik; $i \equiv r^* + \pi$ bu ilişkiyi göstermektedir. (Burada i , nominal faiz oranını; r^* , reel faiz oranını ve π de enflasyonu temsil etmektedir). Bu özdeşliğe göre, uzun dönemde enflasyondaki bir artış tamamıyla nominal faiz oranlarına yansımacaktır. Yani nominal faiz oranları, enflasyondaki artışa paralel olarak yükselecektir. Enflasyon ve nominal faiz oranları arasında böyle güçlü bir ilişkinin nedeni, uzun dönemde reel faiz oranının enflasyon oranını etkileyen parasal dengesizliklerden etkilenmemesidir.

Şekil 1 de çok sayıda iktisatçının da gözlemlediği ve yine çok sayıda çalışmaya konu olan bu olgunun Türkiye Ekonomisi verileri ile 1987(1)-2004(4) dönemine ilişkin seyri yer almaktadır.¹



Şekil 1. Nominal Faiz Oranları ve Fiyat (Log) Düzeyi.

Gibson çelişkisini açıklamak için çok sayıda çalışma yapılmıştır. Yakın yıllarda nominal faiz oranları ile fiyat düzeyi arasındaki güçlü pozitif ilişkinin yapay olduğu veya böyle bir ilişkinin bulunmadığına ilişkin birçok çalışma yapılmıştır. Bunlardan bazıları şöyle sıralanabilir: Sargent (1973:385-449), Barsky ve Summers (1985:1-48), Corbae ve Ouliaris (1989:1-47), Cochran (1997:1-21), Serletis ve Zestos (1999:117-125), Atkins ve Serletis (2003:673-679). Buna karşılık Shiller ve Siegel (1977) ile Lee ve Petrucci (1986:189-196) İngiltere için, Klein (1995:159-176) ABD için Gibson'ın ilişkisindeki paralel bulguları elde etmiştir. Coulombe (1998:1-47), Gibson çelişkisinin sadece altın standardı periyodu için geçerli bir olgu olduğunu belirtmektedir.

Faiz oranı ile fiyat düzeyi arasındaki ilişkiyi Türkiye Ekonomisi verileri ile araştıran başlıca çalışmalar da şöyle sıralanabilir: Halıcıoğlu (2004), 1950-2002 dönemine ilişkin verileri kullanarak yaptığı çalışmada, Gibson çelişkisini destekleyen herhangi bir bulgu elde edememiştir. Şimşek ve Kadılar (2005) çalışmalarında 1987(I)-2004(IV) dönemine ilişkin verileri kullanarak uzun dönemli nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi (Fisher etkisini) test etmişler ve Fisher etkisini destekleyen sonuçlar elde etmişlerdir. Yamak ve Tanrıöver (2007) çalışmalarında, 1990 (I)-2006(IV) dönemine ilişkin mevsimlik veriler kullanılmış ve Gibson çelişkisini destekleyen, nominal faiz oranından fiyat düzeyine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi elde edilmiştir.

Bu çalışmada, nominal faiz oranı ve fiyat düzeyi arasındaki ilişkiyi ifade eden "Gibson çelişkisi", Türkiye Ekonomisi'nin 1987(I)-2004(IV) dönemine ilişkin mevsimsel verileri ile test edilecektir. Bu çalışmanın planı şöyle tasarlanmıştır. İzleyen kısımda, çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem kısaca özetlenmekte, veriler değerlendirilmekte, Gibson çelişkisi test edilmekte ve ampirik analizin sonuçları verilmektedir. Üçüncü kısımda, Granger nedensellik testleri yapılmaktadır. Dördüncü kısımda, çalışma özetlenerek sonuçlandırılmaktadır.

2. VERİLER VE YÖNTEM

Bu çalışmada ele alınan modelin tahmininde kullanılan ekonometri tekniğinin seçimi, bu çalışmanın karşı karşıya olduğu bazı özellikler nedeniyle önem taşımaktadır. İlk

olarak ADF test sonuçları, modeldeki değişkenlerden üçünün $I(0)$, diğerlerinin $I(1)$ olduğunu göstermektedir. Model, $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerden oluştuğu için klasikleşmiş tahmin yöntemleri bu çalışmadaki modelin tahmini için uygun değildir. İkinci olarak, nominal faiz oranı ile onu etkilemesi muhtemel tüketici fiyat endeksi arasında bir ilişki bulunup bulunmadığını ortaya koymak için, düzey ilişkisini ifade eden bağımsız değişkenin katsayısından geçerli yorumlar yapılması gerekmektedir.

Yukarıda belirtilen ilk sorunun çözümü için, Pesaran *vd.* (2001) tarafından geliştirilen düzey ilişkilerinin analizine yönelik sınır testi yaklaşımı kullanılmaktadır. Bu yaklaşımda, değişkenlerin; $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünsel olmalarına bakmadan değişkenlerin düzey değerleri arasında bir eşbütünsellik ilişkisinin mevcut olup olmadığını test eder.

Pesaran *vd.* (2001:1-22)'in yaklaşımı; eşbütünleşme analizinde yakın zamana kadar uygulanan, Engle ve Granger'in (1987:251-276) artıkların analizine dayalı olan iki aşamalı yöntemi ile Johansen'in (1988:231-254) en çok olabilirlik indirgenmiş rank yönteminden farklıdır. Bahsedilen son iki yöntemde de modeldeki bütün bağımsız değişkenlerin $I(1)$ olup olmadığı bir ön test ile belirlenmektedir. Çünkü bir modelde $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de birlikte bulunması halinde, yukarıda belirtilen klasik eşbütünleşme testlerine dayalı olarak yapılan istatistiksel yorumlar geçerli olmamaktadır. Örneğin Harris (1995) bir modelde durağan, yani $I(0)$ değişkenler mevcut olduğu zaman, bu $I(0)$ değişkenlerin modeldeki diğer değişkenlerle sahte ilişkiler oluşturabileceğini, bu nedenle Johansen yöntemindeki iz (trace) ve maksimum öz değer testleri ile yorum yapmanın zor olacağını belirtmektedir. Rahbek ve Mosconi (1999:76-91) de Johansen yöntemindeki iz istatistiklerinin asimptotik dağılımında, hangi $I(0)$ açıklayıcı değişkenlerin sorun çıkaran parametreleri üretebileceğini göstermiştir.

Kremers *vd.* (1992: 325-348) sınırlı bir döneme ilişkin verileri kapsayan analizde, $I(1)$ olan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmayabileceğini belirtmektedir. Yine Mah (2000:243) de hata düzeltme modelinin (HDM); Johansen (1988:231-254) ile Johansen ve Juselius (1990:169-210) yöntemlerinin, sınırlı bir döneme dayalı verilerle yapılan çalışmalar için güvenilir olmadığını belirtmektedir.

İkinci sorunun çözümü için durağan olmayan değişkenlerin modelde bulunması durumunda, geçerli bir düzey ilişkisi için tahmin edilen katsayıların normal olmayan standard hataları düzelten bir yaklaşıma ihtiyaç olmaktadır. Bu nedenle burada, Gibson çelişkisinin varlığının test edilmesinde geçerli asimptotik t -istatistiklerini tahmin etmek için, eşbütünleşmeye ARDL (autoregressive distributed lag) sınır testi yaklaşımı (Pesaran *vd.* 2001) kullanılmaktadır.

Bu çalışmada kullanılan model;

$$F_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln P_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

şeklinde ifade edilebilir.

Burada; F_t nominal faiz oranını; $\ln P_t$, tüketici fiyatları endeksinin logaritmik dönüşümünü ve ε_t de hata terimini göstermektedir. Giriş bölümünde açıklanan Gibson çelişkisini Türkiye Ekonomisi verileri ile test etmek için oluşturulmuştur. Faiz oranları, Merkez Bankası kaynaklarından alınan iç borçlanmadaki nominal faiz oranlarının satış tutarları ile ağırlıklandırılarak elde edilmiştir. Fiyat düzeyini gösteren veriler DİE kaynaklarından alınmıştır. 1987(I)-2004(IV) dönemleri arasındaki veriler kullanılmıştır.

2.1. Birim Kök Testleri

Pesaran *vd.* (2001)'in geliştirdiği yaklaşım, $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de modelde yer almasına ve bunlar arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmeye imkan sağlamaktadır. Ancak, bizim bağımlı değişken F_t $I(0)$ serisi bağımsız değişkenlerin de $I(2)$ ve daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmaması gerekmektedir. Değişkenlerin $I(1)$ den daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmadığından emin olmak ve değişkenlerin zaman serilerine ilişkin özelliklerini belirlemek için, modeldeki serilerin birim kök testleri yapılmıştır.

Tablo 1 de verilen ADF (Augmented Dickey-Fuller) testinin sonuçlarına göre, yüzde 5 anlamlılık düzeyinde F_t düzeyde durağan, diğer değişkenin ($\ln P_t$) ise $I(1)$ olduğu görülmektedir.

Tablo 1. Serilerin ADF Birim Kök Testleri

| Değişkenler | ADF Değerleri (k=1) | |
|-------------|---------------------|--------------|
| | Düzyey | Birinci fark |
| F_t | -3.275** | -8.230* |
| $\ln P_t$ | -0.632 | -4.022* |

Not: Serinin birinci farkının yüzde 1 anlam düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (*) işareti ile, yüzde 5 anlamlılık düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (**) işareti ile ve yüzde 10 anlamlılık düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (***) işareti ile gösterilmektedir. MacKinnon kritik değerleri yüzde 1 yüzde 5 ve yüzde 10 anlamlılık düzeyleri için sırayla; -3.657, -2.959 ve -2.618 dir.

2.2. Sınır Testi

Bu çalışmada, nominal faiz oranları (F_t) ve logaritmik fiyat düzeyi (P_t) arasındaki Gibson ilişkisini test etmek için, Pesaran *vd.* (2001)'in ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmaktadır. Sınır testi yaklaşımı iki aşamadan oluşmaktadır: İlk aşamada, (4) numaralı denklemdeki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığı test edilecektir. İkinci aşamada, (4) numaralı denklemden kısa ve uzun dönem parametreleri türetilerek tahmin edilecektir. ARDL sınır testi yaklaşımının avantajı; temel değişkenlerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak bütünleşik olmasının önemli olmamasıdır. Bu amaçla (1) numaralı denklemin hata düzeltme modeli türetilmektedir. Yöntemi kısaca açıklamak için aşağıdaki gibi bir vektör hata düzeltme modelini ele alalım:

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemde; $Y_t = [F_t \ln P_t]'$ dir. $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t} \varepsilon_{2t}]' \sim N(0, \Omega)$, Ω pozitif olarak tanımlanmaktadır.

(2) numaralı denklemden elde edilen denklem;

$$\Delta F_t = \alpha_0 + \lambda' w_t + \varphi F_{t-1} + \delta x_{t-1} + \omega \Delta x_t + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_{Rj} \Delta F_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \beta_{zj} \Delta x_{t-j} + u_t \quad (3)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada; w_i ; sabit gecikmeli dışsal değişkenler, zaman trendi veya göstermelik değişken gibi deterministik değişkenlerin $s \times 1$ vektörüdür.

(3) numaralı denklemdeki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için Gibson ilişkisi için sırayla aşağıdaki gibi bir kısıtsız hata düzeltme mekanizması oluşturulabilir:

$$\Delta F_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta F_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_i \Delta \ln P_{t-i} + \lambda_1 F_{t-1} + \lambda_2 \ln P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4) numaralı denklemdeki gecikmeli düzey ilişkilerinin anlamlılığı F istatistikleri hesaplanarak belirlenmektedir. Ancak F istatistiğinin asimptotik dağılımı, değişkenlerin $(F_t, \ln P_t)$; $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına aldırmaksızın, düzey değişkenleri arasında ilişki bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında standard değildir. Bu nedenle Pesaran *vd.* (2001:Tablo 1-5) iki aşırı durum için iki asimptotik kritik değer tablosu oluşturmuşlardır. Bunlardan birisi; değişkenlerin tamamının $I(0)$ olması durumu; diğeri de değişkenlerin tamamının $I(1)$ olması durumudur. Böylece tabloda verilen bu iki asimptotik kritik değer; ‘kritik sınır değerleri’ni oluşturmaktadır.

(4) numaralı denkleme dayalı olarak test edilen sıfır hipotezi, geçerli bir uzun dönemli düzey ilişkisinin bulunmadığını ifade etmektedir. F testi, uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını belirlemek için kullanılmaktadır. Yukarıdaki (4) numaralı denklemdeki değişkenleri örnek olarak alırsak, modeldeki değişkenler arasında eşbütünsellik ilişkisi olmadığını ifade eden sıfır hipotezi ve alternatif hipotez; biçimsel olarak;

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = 0$$

$H_1 : \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0$ parametrelerinden en az birinin sıfırdan farklı olması şeklinde gösterilebilir.

Tablo 2 de; (4) ve (5) numaralı denklemdeki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için yapılan tahminlerden elde edilen F istatistikleri verilmektedir. F istatistikleri, önce nominal faiz oranı (F_t) değişkeni, bağımsız değişken olarak alınarak hesaplanmaktadır. Daha sonra da fiyat değişkeni ($\ln P_t$) bağımsız değişken olarak alınmaktadır. Yapılan analizden uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu anlaşıldığı için, fiyat düzeyinin ($\ln P_t$) nominal faiz oranı (F_t) üzerinde uzun dönemde önemli etkisi olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 2. Uzun Dönemli İlişkinin Belirlenmesi İçin F İstatistikleri

| | F istatistikleri ve kritik sınır değerleri | | | | | |
|-------------------------------|--|--------|---------|--------|---------|--------|
| | Yüzde 10 | | Yüzde 5 | | Yüzde 1 | |
| k | $I(0)$ | $I(1)$ | $I(0)$ | $I(1)$ | $I(0)$ | $I(1)$ |
| 1 | 5.649 | 6.335 | 6.606 | 7.423 | 9.063 | 9.786 |
| Hesaplanan F istatistikleri | | | | | | |
| $F_R (F_t \ln P_t)$ | 8.0908 | | | | | |
| $F_P (\ln P_t F_t)$ | 0.9518 | | | | | |

Not: Kritik sınır değerleri, Pesaran ve Pesaran (1997:478) Tablo F Case III den alınmıştır. k , bağımsız değişken sayısıdır.

Bu sonuçlar, Pesaran ve Pesaran (1997:478) Tablo F Case III'deki sınır değerleriyle karşılaştırılmıştır. Sabit terimli ve trendli modelde, yüzde 5 anlam düzeyinde $k = 1$ için kritik sınır değerleri; (6.606; 7.423) dür. Elde edilen F istatistikleri (8.0908), bu kritik

sınır değerinin üstündedir. Bu nedenle serilerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakılmaksızın, uzun dönemli bir düzey ilişkisinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuç, nominal faiz oranı (F_t) ile logaritmik fiyat düzeyinin ($\ln P_t$) eşbütünleşik oldukları, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir düzey ilişkisinin bulunduğu anlamına gelmektedir. Yüzde 1 anlamlılık düzeyinde her iki seri de $I(1)$ oldukları için bu serilere Johansen eşbütünleşme analizi de uygulanabilmektedir.

Aynı sonuç Tablo 3 de görüldüğü gibi Johansen eşbütünleşme sınamasıyla da doğrulanmaktadır. Burada hataların akgürültü olmasına ve Schwarz kriterine dayanılarak gecikme sayısı 1 olarak alınmıştır.

Tablo 3. Johansen Eşbütünleşme Testi

| Sıfır Hipotezi | Test İstatistikleri | Yüzde 5 Kritik Değer | Yüzde 1 Kritik Değer |
|----------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| $H_0:$ | (LR) | | |
| $r = 0$ | 30.91 | 19.96 | 24.60 |
| $r \leq 1$ | 9.20 | 9.24 | 12.97 |

2.3. ARDL Yaklaşımı

Tablo 2 deki sonuçların, değişkenler arasında geçerli bir uzun dönemli düzey ilişkisinin varlığı için yeterli bulguları ortaya koyduğunu varsayarak uzun dönemli düzey ilişkilerini ve kısa dönem dinamik etkilerini; Pesaran ve Shin (1999:1-33)'in ARDL yaklaşımını kullanarak tahmin etmek mümkündür. Çünkü bu yaklaşım daha önceki kısımda kullanılan daha öz (parsimony) bir model sağlamaktadır.

Bunun için aşağıdaki ARDL eşitliği ile başlayalım:

$$\phi(L, p) F_t = \mu + \sum_{i=1}^k \beta_i (L, q_i) x_{it} + \delta' w_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Yukarıdaki denklemde; $i = 1, 2, \dots, k$ ve $x_{it} = (\ln P_t)'$ dir.

Burada, F_t bağımlı değişken; μ sabit terim, L , gecikme işlemcisidir. w_t ; sabit gecikmeli dışsal değişkenler, zaman trendi veya göstermelik değişken gibi deterministik değişkenlerin $s \times 1$ vektörüdür.

Gecikme işlemcileri şöyledir;

$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1 \delta_1 L^1 - \phi_2 \delta_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \dots + \beta_{iq_i} L^{q_i}$$

$$i = 1, 2, \dots, k,$$

Microfit programı ile en uygun ARDL modelini belirlemek için ilk olarak (5) numaralı denklem; $p = 1, 2, \dots, n$; $q_i = 1, 2, \dots, n$ ve $i = 1, 2, \dots, k$ nin bütün muhtemel değerleri için EKK ile tahmin edilmektedir.² Bu tahminde en doğru gecikme uzunluğu AIC kriteri kullanılarak 4 olarak alınmıştır.

Tanısal testlerden görüldüğü gibi modelde, yüzde 1 anlamlılık düzeyinde serisel korelasyon ve değişen varyanslılık sorunları yoktur.

Tablo 4. Seçilen ARDL Modeli (1,0)

| Değişkenler | Katsayılar | t değeri |
|------------------|------------|----------|
| F _{t-1} | 0.559* | 5.525 |
| lnP _t | 84.613** | 1.890 |
| C | 24.178** | 2.268 |
| Tanısal testler | | |
| R ² | 0.36 | |
| LM Test | [0.526] | |
| White Test | [0.019] | |

Not: *(**) yüzde 1(5) anlam düzeyini göstermektedir. Bağımlı değişken, F_t'dir. Dönem, 1988(II)-2004(IV) arasını kapsar. Köşeli parantez içindekiler olasılık değerleridir, p>0.01 . Model AIC bilgi kriterine göre seçilmiştir.

2. 4. Hata Düzeltme Modelinin Gösterimi

$\hat{\delta}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$, (2.4) numaralı bölümde (5) numaralı denklemdeki δ 'nın EKK ile tahmininden elde edilmiştir. ARDL ($\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k$) modelinin hata düzeltme modeli ise (4) numaralı denklemdeki düzey değişkenlerin gecikmeli değerleri ve F_t, x_t ve w_t değişkenlerinin birinci farkları yazılarak elde edilebilir:

$$\Delta F_t = \mu^* - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \phi_j^* \Delta F_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}_{i-1}} \beta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \delta' \Delta w_t - \phi(1, \hat{p}) HD_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Bu denklemdeki hata düzeltme terimi (HD_t) ;

$$HD_t = F_t - \hat{\mu} - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i x_{it} - \delta' w_t \quad \text{şeklinde elde edilebilir.}$$

(6) numaralı denklemde Δ , birinci fark işlemcisidir. ϕ_j^* , β_{ij}^* ve δ' katsayıları $\phi(1, \hat{p})$ iken, aynı zamanda ayarlama hızını ölçen modelin dengeye yaklaşımının kısa dönem dinamikleriyle ilgili katsayılardır.

Hata düzeltme modelinin kararlılığını sağlamak için *hata düzeltme terimi*'nin katsayısının işaretinin negatif olması gerekmektedir. Yani, beklenen uzun dönemli reel kur, eğer onun uzun dönem denge düzeyinin altında olması durumunda, (6) numaralı denklemdeki hata düzeltme teriminin işareti negatif olmalıdır. Negatif işaret taşıyan bir hata düzeltme katsayısı; uzun dönemli nominal faiz oranı düzeyinin, daha sonraki dönemde uzun dönemli denge düzeyine doğru yükselmesine neden olarak, nominal faiz oranının beklenen uzun dönemli nominal faiz oranı değerinin birinci farkının pozitif olmasını garanti edecektir.

Nominal faiz oranı denkleminin kısa dönem dinamiklerini elde etmek için (6) numaralı denklemin tahmin edilen sonuçları Tablo 5'de verilmektedir. Tablo 5 kullanılan modelin, SBC kriterine göre seçilen nihai hata düzeltme modelini göstermektedir. Tahmin edilen hata düzeltme modelinin katsayıları çoğunlukla istatistiksel olarak anlamlıdır ve eşbütünleşmedeki mevcut uzun dönem ilişkisi ile uyumlu ve doğru işaretler taşıdığı görülmektedir.

Tablo 5. Hata Düzeltme Modelinin Tahmin Sonuçları

| Değişkenler | Katsayılar | <i>t</i> istatistiği |
|------------------|------------|----------------------|
| $\Delta \ln P_t$ | 84.6134** | 1.8908 |
| HD_{t-1} | -0.440* | -4.343 |
| ΔC | 24.178** | 2.265 |

Not: *Yüzde 1, **Yüzde 5 anlam düzeyinde önemlidir. Bağımlı değişken; ΔF_t 'dir. Gözlem sayısı, 67; dönem, 1988(II)-2004(IV)'dür. Model AIC bilgi kriterine göre seçilmiştir.

Seçilen ARDL modelleri; Seri Korelasyon, Fonksiyonel Yapı, Normallik ve Değişen Varyanslılık gibi bütün standard tanınal testlerden geçmiştir. Hata düzeltme modelindeki hata terimi (HD_{t-1}), istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaret taşımaktadır. Hata düzeltme teriminin katsayısı, -0.44'dür. Bu, bir şokun ilk yılda yüzde 44 gibi bir hızla dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir.

2. 5. Nominal Faiz Oranı Denklemindeki Koşullu Uzun Dönem Düzey İlişkisi

(6) numaralı denklemdeki hata terimi uzun dönemli ilişkiyi tanımlamaktadır.

$b_i = c_i = 0$ için (4) numaralı denklemin indirgenmiş biçiminden;

$$F_t = \theta_1 + \theta_2 \ln P_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

elde edilir. Bu denklemde; $\theta_1 = -\frac{a_0}{\lambda_1}$; $\theta_2 = -\frac{\lambda_2}{\lambda_1}$ 'dir ve ε_t , (0, σ^2) 0 ortalama, σ^2

varyansıyla aynı ve bağımsız dağılımlı (iid) hata sürecini göstermektedir.

θ ile simgelenen uzun dönem katsayıları, Pesaran ve Shin (1999)'in eşbütünleşme analizine ARDL yaklaşımı ile tahmin edilebilir. Bu yaklaşımla elde edilen sonuçlar Tablo 6'da verilmektedir.

Tablo 6. ARDL Modellerinin Uzun Dönemli Katsayılarının Tahmin Edilen Sonuçları

| Değişkenler | Katsayılar | <i>t</i> istatistiği |
|-------------|------------|----------------------|
| $\ln P_t$ | 192.238** | 1.787 |
| C | 54.931* | 3.158 |

Not: *Yüzde 1, **Yüzde 5 anlam düzeyidir. Bağımlı değişken; F_t 'dir. Gözlem sayısı; 68, dönem; 1988(I)-2004(IV)'dür. Model AIC bilgi kriterine göre seçilmiştir.

Sınır Testi Yaklaşımı; (7) numaralı denklemde ifade edildiği gibi, uzun dönemli bir düzey ilişkisi ile desteklenmesine rağmen, (4) numaralı denklemin EKK ile tahmini; modelde durağan olmayan değişkenlerin bulunması nedeniyle normal dağılımlı standard hatalar vermeyeceği için, *t* istatistiklerine dayalı yorumlar da geçersiz olacaktır.

Halbuki eşbütünleşme analizine ARDL yaklaşımında; uzun dönem katsayıları ve onların asimptotik standard hataları, 'delta' (Δ) yöntemi kullanılarak hesaplanmakta ve böylece yukarıda belirtilen sorun ortadan kaldırılmaktadır.³ Bu yaklaşım; tahmin edilen kısa ve uzun dönem katsayılarının arasındaki sıfırdan farklı kovaryansları hesaba katmakta ve bu kovaryansların ancak geçerli tek bir eşbütünleşik ilişkinin bulunması

halinde asimptotik olarak ilişkili olmadığını kabul etmektedir. (Bkz. Pesaran ve Pesaran, 1997: 404)

Nominal faiz oranı ile fiyat düzeyi arasındaki ilişkinin doğası hakkında karar vermek için uzun dönemli düzey ilişkisinden geçerli yorumlar çıkarılması önem kazanmaktadır. (7) numaralı denklemde gösterilen ve tahmin edilen uzun dönem katsayılarının, ele alınan dönemdeki değişimlere duyarlılığı Tablo' 6 da kısaca özetlenmiştir. Sonuçlar, seçilen HDM'nin tahmininden elde edilen uzun dönem katsayılarının, ele alınan dönemdeki değişimlere karşı istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde, uzun dönemde logaritmik fiyat düzeyinin nominal faiz oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve güçlü bir pozitif etkiye sahip olduğu görülmektedir. Yani elde edilen sonuçlar Gibson çelişkisi olarak bilinen olguyu desteklemektedir.

3. GRANGER NEDENSELLİK TESTLERİ

Eğer seriler eşbütünsel iseler; bunlara uygulanacak olan standard Granger prosedüründen elde edilecek sonuçlar geçersiz olacaktır (Bahmani-Oskooee ve Alse, 1993:536). Bu durumda nedensellik testi için hata düzeltme modeli uygulanmaktadır. Granger testi; Y ve X'in durağan olmasını gerektirmekte ve eğer orijinal seriler durağan değilse, o zaman bu serilerin ilk farkları alınarak durağan hale dönüştürülmektedir. Bu nedenle zaman serileri, nedensellik testinden önce durağanlık ve eşbütünsellik için test edilmektedir. Biraz önce de belirtildiği gibi kullanılan seriler eşbütünsel ise, o zaman nedensellik ilişkisinin yönünün belirlenmesi için bir hata düzeltme modeli uygulanmaktadır. Bu çalışmada kullanılan değişkenler de eşbütünsel oldukları için onların arasındaki nedensellik ilişkisi modelde gecikme sayısı 1 olarak varsayıldığında, aşağıdaki hata düzeltme modeli yardımıyla elde edilmektedir:

$$\Delta Y_t = a_0 + a_{11}\Delta Y_{t-1} + a_{12}\Delta X_{t-1} + a_3 D_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

$$\Delta X_t = b_0 + b_{11}\Delta X_{t-1} + b_{12}\Delta Y_{t-1} + b_3 E_{t-1} + \mu \quad (9)$$

D_t ve E_t hata düzeltme terimleridir. Bu terimler, eşbütünleşme analizinden elde edilen sırasıyla X_t ve Y_t 'ye ait eşbütünleşme vektörü serileridir. Hata düzeltme modelindeki (a_3 ve b_3) katsayıları modelin uzun dönem; a_{12} ve b_{12} katsayıları da modelin kısa dönem etkilerini ortaya koymaktadır. Jones ve Joulfaian (1991: 133-155); bağımsız değişkenlerdeki farklı gecikme değerlerinin kısa dönem nedensel etkileri temsil ettiğini; hata düzeltme terimlerinin ise, uzun dönem etkisini temsil ettiğini belirtiyorlar. Bahmani-Oskooee ve Alse (1993:535-42) kendi ampirik çalışmalarında aynı yorumu yapmışlardır.

Yukarıdaki eşitliklerin sağ tarafında birden fazla gecikme sayısı bulunabilir. Bu nedenle her değişkenin optimum gecikme sayısının seçiminde uygun bir yol izlenmelidir. Bu çalışmada optimum gecikme sayısı, Schwarz kriterine dayanılarak seçilmiştir.

Eğer (8) numaralı denklemdeki $a_{12} \neq 0$ veya hata düzeltme teriminin katsayısı $a_3 \neq 0$ istatistiki olarak anlamlı ise, o zaman X_t 'nin Y_t 'nin Granger nedeni olmadığını ileri süren sıfır hipotezi reddedilir. Yani bu durum, X_t 'nin Y_t 'nin Granger nedeni olduğu anlamına gelir. Benzer şekilde (9) numaralı denklemdeki b_{12} katsayısı sıfırdan farklı ya da $b_3 \neq 0$ istatistiksel olarak anlamlı ise, bu durumda da Y_t , X_t 'nin Granger nedeni olur. Aynı şekilde a_3 katsayısında olduğu gibi b_3 katsayısının sıfırdan farklı olması da uzun dönemde bu iki değişken arasında bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu gösterir.

Tablo 7. Granger Nedensellik Testi

| Katsayılar | Hata Düzeltme Terimleri | | | |
|---------------------------|----------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|
| | Değişkenler | Wald istatistikleri | Olasılık değerleri | Wald istatistikleri |
| $\ln P_t \Rightarrow F_t$ | $H_0: a_{12} = 0$ 3.359 | 0.18 | $H_0: a_3 = 0$ 3.790 | 0.05 |
| $F_t \Rightarrow \ln P_t$ | $H_0: b_{12} = 0$ 4.347 | 0.11 | $H_0: b_3 = 0$ 2.648 | 0.10 |

(8) ve (9) numaralı eşitliklerin EKK ile tahmin edilen sonuçlarından elde edilen *Wald* istatistikleri Tablo 7’de verilmiştir. Tabloda görülen sonuçlar yukarıda belirtilen alternatiflerden birincisine uymaktadır. Yani; a_{2j} ve/veya $a_3 \neq 0$ iken, b_3 ve $b_{2j} = 0$ olup, Granger nedensellik testleri; fiyat düzeyinden uzun dönem faiz oranlarına doğru nedensellik bulunmadığına ilişkin sıfır hipotezini reddetmektedir. Elde edilen bulgulara göre; fiyat düzeyinden faiz oranlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi elde edilmiştir. Bu sonuç, Türkiye için de Gibson’ın bulgularının geçerli olduğunu göstermektedir.

4. SONUÇ

Bu çalışmada, uzun dönemli nominal faiz oranları ve fiyat düzeyi arasındaki güçlü pozitif ilişkiyi ifade eden Gibson çelişkisi, Türkiye Ekonomisindeki veriler kullanılarak test edilmiştir. Kullanılan modelde yer alan nominal faiz oranı ve fiyat düzeyi değişkenleri farklı bütünleşme düzeyindedir [$(F_t, I(0))$ ve $(\ln P_t, I(1))$]. Bu nedenle ekonometrik analizde farklı bütünleşme düzeyindeki değişkenlerin kullanılabilirdiği Pesaran *vd.* (2001) tarafından yeni geliştirilen eşbütünleşmeye ARDL yaklaşımı kullanılmıştır.

Elde edilen sonuçlar, Türkiye’de 1987(I)-2004(IV) dönemdeki faiz oranları ile fiyatların eşbütünleşik olduklarını göstermektedir. Pesaran *vd.* in yaklaşımı ile elde edilen bu uzun dönemli ilişki Johansen’in yaklaşımı ile de doğrulanmıştır. Bir başka anlatımla, uzun dönemli faiz oranları ile logaritmik fiyat değişkeni arasında güçlü uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Granger nedensellik testleri de, fiyat artışlarından nominal faiz oranlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermiştir. Nedensellik testleri de, Gibson’ın bulgularını desteklemektedir.

KAYNAKÇA

- Atkins, F. ve Serletis, A. (2003). “Bound Tests of the Gibson Paradox and the Fisher Effect: Evidence from Low-Frequency International Data”, *The Manchester School*, 71(6), 673-679.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Alse, J. (1993). “Export Growth and Economic Growth: An Application of Cointegration and Error-Correction Modelling”, *The Journal of Developing Areas*, 27, July, 535-542.
- Barsky, R.B. ve Summers, L.H. (1985), “Gibson’s Paradox and the Gold Standard”, NBER Working Paper, No.1680 1-48. <http://www.nber.org/papers/w.1680>
- Bewley, R.A. (1979), “The Direct Estimation of the Equilibrium Response in at Linear Dynamic Model”, *Economics Letters*, 3, 357-361.
- Cochran, J. (1997), “Replicating Gibson: Or, A Pair of Dummies Does not Beat a Paradox”, 1-21.

<http://www.gmu.edu/departments/economics/working/Pages/9910.html>

Coulombe, S. (1998), "A Non-Paradoxical Interpretation of the Gibson Paradox", Bank of Canada, *Working Papers*, 98-22, 1-47.

http://www.bankofcanada.ca/publications/working_papers/1998/wp98-22.pdf

Corbae, D. ve Oualiris, S. (1989), "A Random Walk Through the Gibson Paradox", *Journal of Applied Econometrics*, 4, 1-47.

Engle, Robert F. ve Granger, C.V.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.

Halicioglu, F. (2004). "The Gibson Paradox: An Empirical Investigation for Turkey", *European Research Studies Journal*, 27(1-2), 111-119.

Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 424-38.

Granger, C.W.J. (1986), "Developments in the Study of Co-Integrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213-228.

Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, London, New York.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1), 231-54.

Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 69-206.

Jones, J. D. ve Joulfaian, D. (1991). "Federal Government Expenditures and Revenues in the Early Years of the American Republic: Evidence From 1792 to 1860", *Journal of Macroeconomics*, 13(1), 133-55.

Klein, L.R. (1995), "An Economic Interpretation of the Gibson Relationship", *Atlantic Economic Journal*, 23, 159-76.

Kremers, J.M., Ericsson, N. R. ve Dolado, J. (1992) "The Power of Cointegration Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.

Lee, C. J. ve Petruzzi, C.R. (1986). "The Gibson Paradox and the Monetary Standard", *The Review Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 189-96.

Mah, J. S. (2000) "An Empirical Examination of the Disaggregated Import Demand of Korea – the Case of Information Technology Products", *Journal of Asian Economics*, 11, 237-244.

Pesaran, M. H. ve Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis*, Oxford University Press, Oxford.

Pesaran, M.H. ve Shin, Y. (1999). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", in (ed) S. Storm, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*. The Ragnar Frisch Centennial Symposium, chapter 11, Cambridge Univ. Press, Cambridge.

<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ardl.pdf>

Pesaran, M.H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, special issue, 16, 289-326.

Phillips, P.C.B. ve Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-46.

Rahbek, A. ve Mosconi, R. (1999). "Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models", *Econometrics Journal*, 2, 76-91.

Sargent, T.J. (1973). "Interest Rates and Prices in the Long Run: A Study of the Gibson Paradox", *Journal of Money, Credit and Banking*, 4, 385-449.

Serletis, A. ve Zestos, G. (1999). "On the Gibson Paradox", *Review of International Economics*, 7(1), 117-125.

Shiller, R.J. ve Siegel, J. (1977). "The Gibson Paradox and Historical Movements in Real Interest Rates", *Journal of Political Economy*, 85(5), 891-907.

ŞİMŞEK, Muammer ve KADILAR, Cem (2005). "Fisher Etkisinin Türkiye Verileri ile Analizi", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 99-111.

Yamak, N. ve Tanrıover, B. (2007). "Türkiye'de Nominal Faiz Oranı Genel Fiyat Düzeyi İlişkisi: Gibson Paradoksu", 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, 24-25 Mayıs 2007. (<http://eisemp8.inonu.edu.tr/bildiri-pdf/yamak-tanriover.pdf>)

¹ Bu şekildeki ilişkiyi daha iyi gösterebilmek için faiz oranları serisi küçültülerek ($F_t/10$) alınmıştır.

² Burada tahmin edilecek farklı ARDL modellerinin toplam sayısı; $(n+1)^{k+1}$ ile elde edilebilir. Burada n , maksimum gecikme uzunluğu ve k , bağımsız değişken sayısıdır. Örneğin; $n=1$ ve $k=5$ için toplam ARDL modeli sayısı $(1+1)^{5+1} = 2^6 = 64$ olacaktır.

³ Bu yaklaşım, Bewley (1979:357-61) in regresyon yaklaşımı ile aynı sonuçları vermektedir. Bu iki yaklaşım, aynı sonuçları vermektedir (Bkz. Pesaran ve Pesaran, 1997:404). Bu yaklaşımlar arasındaki seçim, sadece hesaplamada hangisinin uygun olduğuna göre yapılabilir.