



Stratejik ve Sosyal Arařtırmalar Dergisi

ISSN: 2587-2621

Volume 4 Issue 1, March 2020

ORCID ID: 0000-0003-2799-9080

Makale Gnderim Tarihi: 16.02.2020

Makale Kabul Tarihi: 11.03.2020

<https://doi.org/10.30692/sisad.689946>

FİNANSAL AÇIKLIĞIN GELİR EŐİTSİZLİĐİ ÜZERİNE ETKİSİ: TÜRKİYE İÇİN BİR ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

The Impact of Financial Openness on Income Inequality: A Times Series Analysis for Turkey

Semra BOĐA

Dr. ğretim Grevlisi, Adana Alparslan TrkeŐ Bilim ve Teknoloji niversitesi

Uluslararası Ticaret ve Finansman Blm

semraboga@hotmail.com

zet: Bu alıŐmanın amacı finansal aıklıĐın Trkiye’de gelir eŐsitsizliĐi nasıl etkilediĐini ortaya koymaktır. Bu amaca ynelik olarak 1990-2016 dnemlerini kapsayan yıllık Gelir Payı, Finansal Aıklık, Enflasyon, Kamu Harcamaları ve KiŐi BaŐına DŐen GSYH verileri zaman serileri analiz teknikleriyle incelenmiŐtir. Makroekonomik deĐiŐkenlerin duraĐanlık analizleri esnasında KPSS (1992) duraĐanlık testi ve Perron (1989) kırılmalı birim kk testinden faydalanılmıŐtır. Bulgular, finansal aıklık ile gelir eŐsitsizliĐi arasında gcl bir istatistiksel iliŐki olduĐuna dair kanıtlar sunmaktadır. Analiz sonuları, finansal aıklıktan en olumsuz etkilenen grubun en dŐk gelire sahip %50’lik grup olduĐunu gstermiŐtir. Finansal aıklık benzer Őekilde orta gelire sahip %40’lık grubun da gelirden daha az pay almasına neden olmaktadır. Finansal aıklıktaki artıŐ sadece en yksek gelire sahip %10’luk grubun toplam gelirden aldıĐı payı artırmaktadır. alıŐmanın sonuları, finansal entegrasyonu sadece yalıtılmıŐ bir politika hedefi olarak deĐil, toplumun tm kesimlerinin finansal piyasalara eriŐimine katkı saĐlayacak daha geniŐ bir reform paketinin ve destekleyici makroekonomik politikaların bir parası olarak grmenin nemini gstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Finansal Aıklık, Sermaye Hesabı AıklıĐı, Gelir EŐsitsizliĐi, Kırılmalı Birim Kk Testi, Zaman Serisi

Abstract: The purpose of this study is to elucidate how financial openness affects income inequality in Turkey. Annual data on Income Share, Financial Openness, Inflation, Public Expenditures and GDP Per Capita covering the 1990-2016 period were analyzed using time series techniques. Stationarity analysis of these macroeconomic variables was assessed using KPSS (1992) stationarity test and Perron (1989) unit root test with break. These statistical findings provide strong evidence of a relationship between financial openness and income inequality. Additionally, the analysis reveal that the negative impact of financial openness primarily on those in the bottom 50% of income share. Similarly, financial openness causes the 40% middle-income group to receive a smaller share of total income. Increasing financial openness only positively increases the income share of those in the top 10% income group. The results of the study demonstrate the importance of the impact of financial integration not only as an isolated policy objective, but also as a key component of a broader reform package, that provides all segments of society greater access to financial markets.

Keywords: Financial Openness, Capital Account Openness, Income Inequality, Unit Root Test with Break, Time Series

GİRİŞ

Gelişmişlik seviyesi fark etmeksizin, modern ekonomilerin hemen hemen hepsinde piyasa yapıcılarının en temel makroekonomik hedefi yüksek büyüme oranlarına ulaşmaktır. Özellikle, II. Dünya Savaşı sonrası dönemde Bretton Woods sisteminin yıkılmasıyla başlayan küreselleşme hareketleri ülkelerin daha yüksek büyüme oranlarına kavuşabilmeleri için diğer ülkelerle ticari ve finansal entegrasyonuna uygun bir zemin hazırlamıştır. Bu süreçte uluslararası ticaretin önündeki engeller kaldırıldığı gibi uluslararası sermayenin de ülkelere hızlı bir şekilde giriş yapması için gerekli düzenlemelere gidilmiştir. Dünyadaki gelişmelere paralel olarak Türkiye’de de 1980-88 döneminde dünya ticaretiyle entegrasyon, 1989 yılı sonrasında da finansal entegrasyonun sağlanması yönünde önemli adımlar atılmıştır (Kantar vd., 2018, s. 13). 1990’lı yılların başında yaşanan teknolojik gelişmelerle birlikte finansal sermayenin ülkelere girişi çok daha hızlanmıştır. Özellikle tasarruf oranı ve ihracat gelirleri düşük olan gelişmekte olan ülkelerin ekonomik büyümeleri için yabancı finansman hayati bir öneme kavuşmuştur. Gerçekten de yapılan ampirik çalışmalar bu dönemde hem Türkiye’ye hem de gelişmekte olan ülkelere giriş yapan yabancı sermayenin, özellikle de Doğrudan Yabancı Yatırımlar (DYY)’ın bu ülkelerin ekonomik büyümelerine ciddi katkılar sunduğunu dair önemli kanıtlar sunmuştur (Berument&Dincer, 2004; Baharumshah&Thanoon, 2006; Shen et al., 2010).

Küreselleşme ekonomik büyüme oranlarını desteklemiş olmakla birlikte küreselleşmenin hız kazandığı 1990 sonrası dönemde gelir eşitsizliğinin de yükselmeye başlamış olduğu görülmektedir. İsviçre Ekonomik Enstitüsü tarafından yayımlanmış olan KOF Küreselleşme Endeksi 1990 yılında dünya geneli için %41,54 iken 2016 yılında %63,95’e yükselmiştir. Diğer taraftan Dünya Eşitsizlik Raporu’na göre 1990 yılında en fakir %50’nin dünya servetinden aldığı pay %8,89 iken 2016 yılında bu oran %9,66’ya yükselmiş, ancak en zengin %1’in aldığı pay ise 1990 yılında %18,30 iken 2016 yılında %20,44 oranına yükselmiştir (Alvaredo vd., 2017). Ortaya çıkan bu tablo araştırmacıları küreselleşme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi sorgulamaya yöneltmiştir.

Teorik literatür incelendiğinde sermaye hesabının serbestleşmesinin gelir eşitsizliğini birçok farklı kanaldan etkileyebileceği görülmektedir. Öncelikle sermaye hesabına bağlı olarak ortaya çıkan finansal gelişmişlik normal şartlarda krediye erişimi zor kişilerin de kredi piyasasından pay almasını sağlayarak finansal kaynakların daha etkin ve adil dağıtımını sağlayabilir. Burada önemli bir husus kurumların kredileri dağıtma konusunda kapsayıcı davranmasıdır. Ayrıca ekonomik genişlemenin yaşandığı dönemlerde finansal sektör çoğunlukla reel sektörden daha hızlı büyümektedir. Bu durum finansal piyasalardaki varlıklara yatırım yapmış kişilerin servetlerini artırarak gelir dağılımında bozulmaya neden olacaktır (Azis&Shin, 2015: 85). Finansal serbestleşmenin gelir eşitsizliğini etkileyebileceği bir diğer kanal finansal krizlerdir. Ani sermaye çıkışlarına bağlı ya da finansal sistemdeki tikanıklara bağlı olarak yaşanan krizler varlık fiyatlarında düşüslere neden olarak gelirlerin yakınsamasına neden olabilir. Diğer taraftan, yaşanan krizin türüne ve süresine göre daha düşük gelir grubundaki bireylerin aleyhine olacak şekilde gelir adaletsizliğini bozucu bir etki yaratabilir. Sermaye hesabının serbestleşmesinin gelir eşitsizliğine olan bir diğer etkisi DYY kanalıyla olmaktadır. Griliches (1969)’in sermaye-beceri

tamamlayıcılığı hipotezine göre yapılan DYY'nin türüne bağlı olarak nitelikli işgücü talebindeki artış, nitelikli ve vasıfsız işgücü arasındaki ücret farklılıklarını artırabilecektir. Sermaye hesabındaki açıklığının işgücünün gelirden aldığı payı bozucu etkisi de olabilmektedir. Düşük ücretli üretim için yurtdışında üretim yapma imkanı olan sermaye sahibi, bulunduğu ülkede de ücretleri aşağı çekebilecek pazarlık gücüne sahip olabilecektir.

Finansal açıklık ile gelir eşitsizliği ilişkisini analiz eden ampirik çalışmalar incelendiğinde bu çalışmaların ağırlıklı olarak ülke grupları için yapıldığı ve finansal açıklığın gelir eşitsizliğini üzerindeki rolünün ekonominin finansal gelişmişlik düzeyiyle bağlantılı olduğu ortaya konmuştur (Furceri&Loungani 2015; Bumann&Lensink, 2016; Beji, 2019). Türkiye üzerine yapılan ampirik çalışmalar incelendiğinde ise çalışmalarda ağırlıklı olarak ticaret açıklığının, finansal gelişmişliğin ya da DYY'nin gelir eşitsizliğine olan etkisinin sorgulandığı görülmektedir (Örnek&Elveren, 2010; Ucal vd., 2016; Özdemir, 2019; Bayraktar vd., 2019). Özellikle 1980 sonrası dönemde sermaye hesaplarını büyük ölçüde serbestleştirmiş olan Türkiye'de bu uygulamanın gelir eşitsizliğini nasıl etkilediğini araştıran çalışmaya rastlanılmamış olması bu çalışmanın temel motivasyonunu oluşturmaktadır. Türkiye'de finansal serbestleşme hareketleri ağırlıklı olarak kriz dönemlerinde tartışılmaktadır. Oysa ki sermaye hareketlerinin kriz yaratma etkisi kadar gelir adaletsizliğini de bozucu etkisinin sorgulanması gerekmektedir. Gelir adaletsizliğinin yarattığı makroekonomik ve sosyal tehlikeler göz önüne alındığında bu eşitsizliği tetikleyen dinamiklerin ortaya konması toplumsal refahın yükseltilmesi açısından önem arz etmektedir. Bu bağlamda çalışmanın literatüre temel katkısı finansal açıklık ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin Türkiye özelinde ortaya konmasıdır. Çalışmanın literatüre bir diğer katkısı da düşük, orta ve yüksek olmak üzere üç farklı gelir grubu için modelleme yapılmış olmasıdır. Çalışmanın bulgularının hem sermaye hesabının yönetilmesi için gereken düzenlemelere hem de sosyal adalet politikalarına ışık tutması beklenmektedir.

Çalışmanın takip eden bölümünde finansal açıklık ile gelir eşitsizliğini ampirik olarak test etmiş çalışmaların yöntemlerine ve bulgularına yer verilmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümünde ekonometrik analiz prosedürleri gerçekleştirilmiş olup ampirik bulgular yine bu bölümde paylaşılmıştır.

1. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Das ve Mohapatra (2003), 1986-1995 yılları arasında sermaye hesaplarını serbestleştirmek için reform yapan 11 yükselen ülkede reform öncesi ve sonrası dönemde gelir dağılımındaki değişimi analiz etmişlerdir. Analiz sonuçları sermaye hesabı serbestleşmesi ile gelir payları arasında güçlü bir istatistiksel ilişki olduğunu göstermiştir. Çalışmada serbestleşmenin en yüksek gelire sahip grubunun gelirini yükselttiği, ancak orta sınıfın gelirini düşürdüğü görülmüştür. Serbestleşmenin en düşük gelir grubunun gelirine etkisi olmamıştır.

Ang (2010), Hindistan'a ait 1951-2004 verilerine Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (ARDL) Sınır Testi ve Hata Düzeltme Modeli (ECM) uygulayarak finansal gelişmişlik ve serbestleşmenin gelir eşitsizliğine olan etkisini ölçmüştür. Analiz sonuçları finansal sistemin yeteri kadar gelişmemesinin zenginlerden çok fakirleri olumsuz etkilediğini göstermiştir. Diğer taraftan, uluslararası finansal sektör reformlarının finansmana erişimi kolaylaştırmadığı gibi Hindistan'da gelir eşitsizliğini daha da artırdığı gözlenmiştir. 62 ülkeye ait 1973-2005 dönemini kapsayan verilerle sübvansiyonlu yönlendirilmiş kredilerin ve zorunlu rezerv gerekliliklerinin kaldırılması gibi uluslararası sermaye akımlarının ülkeye girişini kolaylaştıran reformların adil gelir dağılımına etkisini ölçen Agnello vd. (2012), finansal reformların daha eşit bir gelir dağılımını teşvik ettiğini ortaya koymuşlardır.

Jaumotte vd. (2013) 51 ülkeye ait 1982-2003 verileriyle ticaret açıklığı, finansal küreselleşme ve teknolojinin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisi kullanılarak yapılan tahminde ticaret açıklığının gelir eşitsizliğini azalttığı, finansal

küreselleşmenin, özellikle de DYY'nin gelir eşitsizliğini artırdığı görülmüştür. Lim ve McNelis (2014), kişi başına düşen Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH)'sı dünya ortalamasına yakın ya da ortalamanın altında olan 42 ülkeye ait 1992-2007 verileriyle yaptıkları çalışmada ekonomik büyüme, ticaret açıklığı, yabancı yardımlar ve DYY akımlarının Gini katsayısı ile olan ilişkisini sabit etkiler panel tahmincisiyle araştırmışlardır. Panel sonuçları, ekonomik büyümenin açık bir şekilde gelir eşitsizliğini azalttığını göstermekle birlikte ticaret açıklığının gelir eşitsizliğini artırabileceğini ya da azaltabileceğini göstermiştir. DYY ve yardım akışlarının gelir eşitsizliğine etkisinin düşük gelirli ülkelerde ihmal edilebilir düzeyde olduğu, orta gelirli ülkelerde ise gelir eşitsizliğini düşürdüğü gözlemlenmiştir.

Furceri ve Loungani (2015) tarafından gelişmiş, yükselen ve düşük gelir grubundan oluşan 149 ülkeye ait 1970-2010 verileri kullanılarak Sıradan En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle yapılan tahminde sermaye hesabının serbestleşmesinden 1 sene sonra Gini katsayısının yaklaşık %0,8 oranında artış gösterdiği, serbestleşme reformundan 5 sene sonra ise katsayının %0,7 ile %2,5 arasında yükseldiği görülmüştür. Çalışmada ayrıca finansal kurumları güçlü olan ve finansal kriz yaşamamış ülkelerde sermaye açıklığının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinin daha düşük olduğu görülmüştür. Dabla-Norris vd. (2015) gelişmiş, yükselen ve gelişmekte olan ülkelere ait 159 ülkeye ait 1980-2012 dönemine ait verileriyle yaptıkları çalışmada ticaret açıklığının gelir eşitsizliğini düşürdüğünü, ancak finansal açıklık ve teknolojik ilerlemenin gelir eşitsizliğini artırdığını ortaya koymuştur. Geçiş ülkelerini de içeren 20 Avrupa ülkesine ait 1975-2005 dönemi sektörel verileriyle analiz yapan Larrain (2015), sermaye hesabı açıklığının ücret eşitsizliği artırdığını ortaya koymuştur. Eşitsizliğin özellikle finansal bağımlılığı yüksek olan ülkelerde daha güçlü olduğu görülmüştür.

106 ülkeye ait 1973-2008 dönemini kapsayan verilerle sermaye hesabı serbestliğinin gelir adaletsizliğine olan etkisini ölçen Bumann ve Lensink (2016) Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) kullanılarak panel veri analizi yapmıştır. Çalışmanın bulguları sermaye hesabının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinin ekonominin finansal derinlik düzeyine bağlı olduğunu göstermiştir. Tahmin sonuçlarına göre özel kredilerin GSYH'ye oranı ile ölçülmüş olan finansal derinlik değişkeninin %25'i aşması durumunda sermaye hesabı serbestleşmesi gelir eşitsizliğini düşürme eğiliminde olmaktadır. Birçok gelişmekte olan ülkede finansal derinliğin düşük olduğu göz önüne alındığında bu ülkelerde sermaye hesabı serbestleşmesinin gelir eşitsizliğini artıracığı beklenmektedir.

141 ülkeye ait 1990-2013 dönemini kapsayan verilerle sermaye hesabı serbestleşmesinin gelir eşitsizliğine etkisini araştıran LaGarda vd. (2016), ekonomik genişleme dönemlerinde gerçekleştirilen sermaye hesabı serbestleşmesinin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinin belirsiz olduğunu, ancak daralma dönemlerindeki serbestleşmenin gelir eşitsizliğini artırdığını ortaya koymuşlardır. Çalışmada ayrıca güçlü kurumların ve finansal derinliğin bu etkinin şiddetini belirleyen önemli faktörler olduğu görülmüştür. Farklı gelir gruplarından oluşan 214 ülke ile simülasyon analizi yapan Lim ve McNelis (2016) belli bir sermaye yoğun üretim düzeyine ve ekonomik büyüme seviyesine ulaşmış ülkelerde hem ticaret hem de sermaye açıklığı artışının gelir dağılımını iyileştirme etkisi olduğunu göstermişlerdir. Guillen (2016)'in Latin Amerika'dan 10 ülkeye ait 1990-2011 verileriyle finansal açıklık, finansal gelişmişlik ve gelir dağılımı ilişkisini sabit etkiler yöntemiyle tahmin ettiği çalışmada finansal serbestleşmenin diğer makroekonomik değişkenler üzerinde etkili olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Yakın zamanda Beji (2019) tarafından 21 Sahara Altı Afrika ülkesine ait 1985-2014 dönemi verileriyle yapılan çalışmada finansal açıklığın gelir dağılımına olan etkisi eşik regresyon yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Analiz sonucunda finansal açıklığın kurumsal kalitesi düşük olan ülkelerde gelir dağılımını bozduğu, ancak nispeten yüksek kurumsal kaliteye sahip ülkelerde önemli bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Finansal açıklığın gelir adaletsizliğine etkisini düşük, orta ve yüksek gelirli ülkelere ait 162 ülke için analiz eden Zehri ve Ben Abid (2019), 1980-2015 dönemine ait verilere Panel Vektör Otoregresif (PVAR) yöntemini uygulamışlardır.

Çalışmanın bulguları, finansal açıklığın yüksek gelirli hariç tüm ülkelerde, finansal gelişmişliğin ise orta ve yüksek gelirli ülkelerde gelir adaletsizliğini düşürdüğünü göstermiştir.

2. EKONOMETRİK ANALİZ

Çalışmanın veri seti Türkiye'ye ait 1990-2016 yıllık verilerinden oluşmaktadır. Çalışmada üç farklı gelir grubu için modelleme yapılmıştır. Modellerde kullanılan *GelirPayı₀₅*, *GelirPayı₅₁* ve *GelirPayı₉₁* değişkenleri sırasıyla en düşük gelire sahip %50'lik grubun toplam gelirden aldığı payı, orta gelire sahip %40'lık grubun toplam gelirden aldığı payı ve en yüksek gelire sahip %10'luk grubun toplam gelirden aldığı payı göstermektedir. Gelir dağılımına ait veriler Dünya Eşitsizliği Veri tabanından (WID) alınmıştır (World Inequality Database, 2020). Çalışmada finansal açıklığı temsilen Chinn ve Ito (2006) tarafından geliştirilmiş olan Sermaye Hesabı Açıklık Endeksi (FinAçıklık) kullanılmıştır. Endeks, Uluslararası Para Fonu (IMF)'nin Döviz Kuru Düzenlemeleri ve Kısıtlamaları (Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions-AREAER) Yıllık Raporu'nda bulunan sermaye hesabı açıklığı, cari hesap açıklığı, ihracat gelirlerinin geri gönderilmesi için yapılan kısıtlamalar ve çoklu döviz kurlarının varlığı şeklindeki dört temel bileşen dikkate alınarak oluşturulmuştur. Bu değişkenlerde kısıtlamalar mevcut olmadığında değişkenin değeri 1'e aksi hâlde 0'a eşitlenmektedir. Ülkeler sınır ötesi finansal işlemlerde serbestleştikçe endeksin değeri yükselmektedir. Modele kontrol değişkeni olarak dâhil edilen diğer bağımsız değişkenler arasında 2010 sabit fiyatlarıyla Amerikan doları cinsinden hesaplanmış olan Kişi Başına Düşen Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (KBGSYH), tüketici fiyatlarındaki yıllık ortalama artışa göre hesaplanmış olan Enflasyon (ENF) ve Kamu Harcamalarının GSYH İçindeki Payı (KAMU) bulunmaktadır. Bu değişkenlere ait veriler Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri Veri Tabanı'ndan alınmıştır (World Bank, 2020).

Bu araştırma kapsamında incelenecek modeller kapalı formda aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$GelirPayı_{05} = f (FinAçıklık, KBGSYH, Enf, Kamu) \quad (1)$$

$$GelirPayı_{51} = f (FinAçıklık, KBGSYH, Enf, Kamu) \quad (2)$$

$$GelirPayı_{91} = f (FinAçıklık, KBGSYH, Enf, Kamu) \quad (3)$$

Regresyon modelleri açık formda ise:

$$\ln GelirPayı_{05}_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln FinAçıklık_t + \beta_2 \ln KBGSYH + \beta_3 Enf + \beta_4 Kamu + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\ln GelirPayı_{51}_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln FinAçıklık_t + \beta_2 \ln KBGSYH + \beta_3 Enf + \beta_4 Kamu + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\ln GelirPayı_{91}_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln FinAçıklık_t + \beta_2 \ln KBGSYH + \beta_3 Enf + \beta_4 Kamu + \varepsilon_t \quad (6)$$

şeklinde yazılmaktadır. Ekonometrik analizler Stata 14.0 ve Eviews 10+ paket programları aracılığıyla gerçekleştirilmiştir.

2. 1. Birim Kök ve Durağanlık Testleri

Zaman serileri analizi üzerinde çalışılırken ekonometrik analizin ilk aşamasında incelenen zaman serisindeki birim kök varlığının sınanması oldukça önem arz etmektedir. Çünkü bir zaman serisinin birim kök süreci sergiliyor olması ilgili serinin durağanlığının sağlanmadığı anlamına gelmektedir. Durağan bir süreç, diğer bir deyişle I(0) süreci sergilemeyen bir zaman serisinin ise bir veya daha fazla durağan olmayan zaman serisine göre regresyonu sahte (spurious) olabilmektedir. Bunun nedeni ise standart doğrusal regresyon işlemlerinin analize dâhil edilen söz konusu zaman serilerini durağan varsaymasıdır. Ancak durağan sürece sahip olmayan zaman serileriyle analiz gerçekleştirilir ve sahte bir regresyon tahminlenirse, F ve t istatistikleri gibi temel istatistiklere güvenmek mümkün olmayacaktır (Gujarati, 2015: 340-341).

Makroekonomik zaman serileri analizi gerçekleştirilirken bir serinin uzun dönemde birçok şoka maruz kaldığı görülmektedir. Bu şokların etkisi zaman serisi üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olmuşsa söz konusu serinin durağanlığını etkileyecek, diğer bir deyişle bozacaktır. Bu nedenle zaman serileri analizi esnasında, serilerin eğer varsa bütünleşme derecelerinin tespit edilmesi oldukça önemlidir (Gujarati, 2015: 341). Bu amaca yönelik olarak aşağıda birim kök sınavında literatürde sıkça kullanılan Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) (1992) durağanlık testi ve Perron (1989) tek kırılmalı birim kök testi tanıtılmıştır.

2.1.1. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Durağanlık Testi

KPSS (1992) testinde serinin durağan olduğunu belirten temel hipoteze karşılık serinin durağan olmadığını belirten alternatif hipotezler altında bir test istatistiği önerilmiştir. y_t gibi durağanlığı test edilmek istenen bir zaman serisi olduğu varsayıldığında seri, deterministik bir trend, durağan hata terimi serisi ve rassal yürüyüş sürecinin toplamına ayrıldığı varsayımı altında denklem (4)'teki gibi gösterilmektedir:

$$Y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \text{ ve } t=1,2,\dots,T \quad (7)$$

Bu denklemde r_t rassal yürüyüş süreci, t deterministik trend ve ε_t ise hata terimini belirtmektedir. Rassal yürüyüş süreci ise:

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (8)$$

şeklinde tanımlanmaktadır ve u_t ortalaması sıfır ve varyansı sabit $(0, \sigma^2)$ dağılmaktadır. KPSS testine ilişkin durağanlık temel hipotezi basitçe $\sigma_u^2 = 0$ olarak gösterilebilmektedir. Bu temel hipotez altında, y_t serisinin trend durağan veya sabit terimin etrafında durağan olduğu ifade edilmektedir. y_t 'nin düzeyde durağan olduğu durum için sabit terim ve trend durağan olduğu durum için trend ve sabit terim üzerine regresyonundan elde edilen EKK kalıntıları ise e_t ile ifade edilirse bu kalıntıların kısmi toplamları:

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i \text{ ve } t=1,2,\dots,T \quad (9)$$

olarak hesaplanmaktadır. LM istatistiği, $LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2$ şeklinde elde edilmektedir. Bu eşitlikte σ^2 , ε_t 'nin uzun dönem varyansıdır ve hesaplanma şekli ise aşağıdaki gibidir:

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2) \quad (10)$$

ε_t 'nin uzun dönem varyansının tutarlı bir tahminini belirten $s^2(l)$, LM istatistiğinde (11 numaralı denklem) bulunmaktadır. Aynı zamanda söz konusu istatistiğin pozitif değer almasını sağlayan Barlett-Kernel tahmin yöntemi kullanılmakta ve hesaplanma yöntemi ise aşağıdaki gibidir:

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s, l) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} \quad (11)$$

(11) numaralı eşitlikte $w(s, l)$ zorunlu olmayan ağırlık fonksiyonu ve "l" gecikme parametresidir. Böylece LM tabanlı KPSS test istatistiği:

$$\hat{\eta} = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{s^2(l)} \quad (11)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Ancak, $\hat{\eta}$ 'nin normal dağılım sergilememesi sebebiyle Kwiatkowski vd. (1992) tarafından yapılan Monte Carlo simülasyonlarıyla LM test istatistiğine ilişkin kritik değerler üretilmiştir.¹ KPSS testinin temel ve alternatif hipotezleri sırasıyla:

$H_0: \sigma_u^2 = 0$ (seri durağan bir seyir izlemektedir)

$H_1: \sigma_u^2 > 0$ (seri durağan dışı bir seyir izlemektedir)

şeklinde olup. KPSS durağanlık testi bu açıdan geleneksel birim kök testlerinden farklılaşmakta ve durağanlık temel hipotezinin sınanması temeliyle çalışmaktadır. LM tabanlı hesaplanan $\hat{\eta}$ 'nin, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından türetilmiş olan kritik değerlerden büyük bulunması halinde y_t değişkeninin durağanlığını belirten temel hipotez reddedilmektedir (Kwiatkowski vd., 1992: 161-165).

2.1.2. Perron (1989) Tek Kırılmalı Birim Kök Testi

Geleneksel birim kök testleri aracılığıyla zaman serileri analize tabi tutulduğunda kırılma/kırılmalar varlığı sebebiyle serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılabilmekte ve gerçekte durağan süreç izleyen bir zaman serisinin durağan olmadığı yönünde bir karar verilmesi mümkün olabilmektedir. Böyle durumlarda durağanlığı bozan ögenin aslında serideki kırılma/kırılmalarından kaynaklandığı ve zaman serisinin aslında durağan olabileceği sonucuna ulaşılabilmektedir (Lee ve Strazicich, 2003: 1083). Perron (1989)'un yaklaşımına göre kırılmanın ortaya çıkabileceği dört ayrı model söz konusu olmaktadır. *Model 1*, trend bileşeni içermeyen zaman serilerindeki bir tek zaman için düzeydeki (sabit terimde) bir kırılmayı; *Model 2*, trend bileşeni içeren zaman serilerindeki düzeyde bir kırılmayı; *Model 3*, trend bileşeni içeren zaman serilerindeki trendde bir kırılmayı; *Model 4* ise trend bileşenli zaman serilerindeki hem düzeyde hem de trenddeki kırılmayı ifade etmektedir. Perron (1989), tanımlanan bu modellerde bahsedilen kırılmalara inovasyonel ve toplamsal olarak adlandırılan iki ayrı test yaklaşımı önermektedir. Ancak önce kırılma zamanlarını ifade edebilmek için gerekli olan değişkenlerin tanımlanması gerekmektedir. Zaman serilerindeki

¹ Kwiatkowski vd. (1992) tarafından türetilen kritik değerler "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?" adlı makale s.166 Tablo 1'de verilmektedir.

bir kırılma zamanının T_b olarak düşünülmesi durumunda düzeyde (sabit terimde) kırılma değişkeni (12) numaralı denklemdeki gibi tanımlanmaktadır:

$$DU_t(T_b) = \begin{cases} 1, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases}, t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

$DU_t(T_b)$ olarak ifade edilen değişken kırılma zamanına kadar 0 değeri alan ve kırılma zamanından sonra ise 1 değerini alan gölge değişkendir. Trendde kırılma değişkeninin tanımı ise aşağıdaki şekildedir:

$$DT_t(T_b) = \begin{cases} t - T_b, & t \geq T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases}, t = 1, 2, \dots, T \quad (13)$$

Burada ise $DT_t(T_b)$ şeklinde ifade edilen değişken kırılma zamanına kadar 0 değerini alan ve kırılma zamanından sonra ise doğrusal trendin göstergesi olarak 1,2,3,... değerlerini alan bir değişkendir. Bir tek zaman için kırılma değişkeninin tanımı ise aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$D_t(T_b) = \begin{cases} 1, & t = T_b + 1 \\ 0, & t \neq T_b + 1 \end{cases}, t = 1, 2, \dots, T \quad (14)$$

(14) numaralı denklemde ise $D_t(T_b)$ değişkeni, kırılma zamanından sonraki gözlem değeri için 1, diğer bütün gözlemler için ise 0 değerini alan bir gölge değişkendir.

Perron (1989) testine ilişkin yaklaşımlara tekrar değinilecek olursa, inovasyonel test stratejisi serideki bir kırılmanın aniden değil de kademeli olarak oluştuğunu varsaymaktadır. Bu yaklaşıma göre oluşturulan dört farklı modelin denklemleri aşağıda tanıtılmaktadır.

Model 1, Trend içermeyen zaman serilerindeki düzeyde bir kırılmayı araştırmaktadır:

$$y_t = \mu + \theta DU_t(T_b) + \omega D_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (15)$$

Model 2, Trend içeren zaman serilerindeki düzeyde bir kırılmayı incelemektedir:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \omega D_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (16)$$

Model 3, Trend içeren zaman serilerindeki trenddeki kırılmayı araştırmaktadır:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (17)$$

Model 4, Trend içeren zaman serilerindeki hem düzeyde hem de trenddeki bir kırılmayı araştırmaktadır:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + \omega D_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (18)$$

Yukarıda tanıtilan dört modelde de “ μ ” serilerdeki sabit terimi, “ t ” trendi ve kırılmanın cinsine göre denklem (12), (13) ve (14)’te gösterilen kırılma değişkenlerini belirtmektedir.

Toplamsal test yaklaşımı ise zaman serisindeki bir kırılmanın aniden ve bütün şokların toplamı olarak meydana geldiğini varsaymaktadır. Toplamsal test yaklaşımına göre dört farklı model denklemleri aşağıda tanıtilmaktadır:

Model 1, Trend bileşeni bulunmayan zaman serilerinin düzeydeki bir kırılmasını incelenmektedir:

$$y_t = \mu + \theta DU_t(T_b) + y_t^* \quad (19)$$

Model 2: Trend bileşenli serilerde düzeydeki bir kırılma araştırılmaktadır:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + y_t^* \quad (20)$$

Model 3: Trend bileşenli zaman serilerini trendindeki bir kırılmasını incelenmektedir:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t(T_b) + y_t^* \quad (21)$$

Model 4: Trend bileşenli zaman serilerinin hem düzeyde hem de trendindeki kırılmasını araştırmaktadır:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + y_t^* \quad (22)$$

(19), (20), (21) ve (22) numaralı denklemlerde “ y_t^* ” artıkları belirtmekte ve Model 1, Model 2 ve Model 4 için;

$$y_t^* = \sum_{i=0}^k \omega_i D_{t-i}(T_b) + \alpha y_{t-1}^* + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i}^* + u_t \quad (23)$$

şeklindeyken Model 3 için ise;

$$y_t^* = \alpha y_{t-1}^* + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (24)$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

bu değerlere Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi yapılmaktadır. Böylelikle temel hipotez, incelenen seride birim kök olduğu yönünde oluşturulmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019: 128).

2. 1. Ampirik Bulgular

Tablo 1, makroekonomik değişkenlerin durağanlık sınaması için KPSS testi sonuçlarını göstermektedir. Özellikle %0.01 önem seviyesinde, sabit terimli ve sabit terimli ve trendli istatistiklere göre serinin durağan olduğunu ifade eden temel hipotezin reddedilemediği görülmektedir. Bu durumda incelenen tüm değişkenlerin düzeyde durağan bir seyir izledikleri, diğer bir deyişle $I(0)$ süreci sergiledikleri sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 1. KPSS (1992) Durağanlık Testi

KPSS Durağanlık Testi Sonuçları		
Değişkenler	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli
GelirPay ₁₀₅	0.632510 *	0.165828*
GelirPay ₁₅₉	0.512346*	0.107238*
GelirPay ₁₉₁	0.638641*	0.155264*
FinAçıklık	0.217631*	0.175665*
Enf	0.671667*	0.101910*
Kamu	0.656401*	0.087069*
KBGSYH	0.738309*	0.149991*

Not: i. KPSS testinde alpha 0.01 önem seviyesi için kritik değerler: sabit terimli: 0.739000; sabit terimli ve trendli: 0.216000 şeklindedir.

ii. *,** ve *** sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 önem seviyelerini ifade etmektedir.

Tablo 2’de gösterilen Perron (1989) tek kırılmalı birim kök testi sonuçlarına göre, makroekonomik değişkenlerin farklı denklem spesifikasyonlarına göre (sabit terimli, sabit terim ve trendli vb.) kırılma tarihlerinin farklılaştığı ancak kırılmaların varlığı göz önüne alındığında, birim kök varlığını ifade eden temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Böylelikle söz konusu serilerin kırılmalar varlığı altında durağan bir seyir izledikleri anlaşılmaktadır.

Sonuç olarak Tablo 1 ve Tablo 2 birlikte değerlendirildiğinde, hem KPSS (1992) durağanlık testi sonuçları hem de Perron (1989) kırılmalı birim kök testi sonuçları değişkenlerin $I(0)$ süreci izlediğini saptamıştır. Bu durumda tüm değişkenlerin düzey değerleriyle regresyon tahmini yapılmasında ekonometrik açıdan herhangi bir sorun bulunmamaktadır.

Tablo 2. Perron (1989) Kırılmalı Birim Kök Testi

Perron (1989) Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları			
Değişkenler	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli	Kırılma Tarihi/Tarihleri
GelirPay ₁₀₅	-10.59762 [$<0.01^*$]	-10.03020 [$<0.01^*$]	1997
GelirPay ₁₅₉	-6.263901 [$<0.01^*$]	-5.415088 [0.0263**]	1997
GelirPay ₁₉₁	-4.086061 [0.0638***]	-4.355995 [0.0788***]	1997/2009
FinAçıklık	-3.015646 [0.6770]	-7.870710 [$<0.01^*$]	2004
Enf	-5.811727 [$<0.01^*$]	-6.761925 [$<0.01^*$]	2002/2003
Kamu	-4.354969 [0.0644***]	-4.815274 [0.0215**]	2006/1996
KBGSYH	-1.570480 [>0.99]	-6.015080 [$<0.01^*$]	2006/2005

Not: i. *,** ve *** sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 önem seviyelerini ifade etmektedir.

ii. Perron (1989) kırılmalı birim kök testinde hem inovasyonel hem de toplamsal test stratejileri ile serilerde kırılmalar araştırılmıştır.

iii. Kırılma tarihlerinde yer alan tek kırılma tarihleri hem sabit terimli hem de sabit terimli ve trendli kırılmaların aynı tarihe denk geldiğini göstermektedir.

Tablo 3, araştırma kapsamında Model 1 olarak adlandırılan ve bağımlı değişkenin GelirPay₁₀₅ olduğu modeldir. Söz konusu modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Modelde FinAçıklık ve Enf değişkenleri GelirPayı üzerinde negatif etki yaratmaktadır ve söz konusu değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu bağlamda FinAçıklığın %1’lik bir artışı GelirPayı’nı yaklaşık olarak %0.25 azaltmakta ve Enf’deki %1’lik bir artış yine GelirPayı’nı yaklaşık olarak %0.14 azaltmaktadır. Ayrıca bu modelde KBGSYH ve Kamu değişkenlerinin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı da belirtilmelidir.

Tablo 3. Model 1 Tahmin Sonuçları

Model 1					
Bağımlı GelirPay ₁₀₅	Değişken:	Katsayı	St. Hata	t İstatistiği	Olasılık
FinAçıklık		-0.24556	0.066254	-3.71	0.0010*
KBGSYH		0.427403	0.262189	1.63	0.1170
Enf		-0.14363	0.061251	-2.35	0.0280**
Kamu		0.412057	0.496109	0.83	0.4150
Sabit Terim		-6.90163	2.769456	-2.49	0.0210**

Düzeltilmiş R²: 0.75
F İstatistiği / Olasılığı: 21.43 / 0.0000*

Not: *,** ve *** sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 önem seviyelerini ifade etmektedir.

Tablo 4, çalışmanın 2. modeli olarak adlandırılan ve GelirPay₁₅₉ değişkeninin bağımlı değişken olduğu modelin tahmin sonuçlarını sergilemektedir. Modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Söz konusu modelde farklı önem seviyelerinde tüm değişkenler istatistiksel olarak bağımlı değişken üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir. Bu bağlamda, sırasıyla, FinAçıklığın %1’lik artışı GelirPayı’nı %0.008, KBGSYH’nin %1’lik artışı GelirPayı’nı %0.04, Enflasyonun %1’lik artışı GelirPayı’nı %0.02 ve Kamu’daki %1’lik bir artışın ise GelirPayı’nı %0.12 azalttığı görülmektedir. Ayrıca bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değerinin ise bağımlı değişken üzerinde arttırıcı etki yarattığı anlaşılmaktadır. Model 1’den farklı olarak, Model 2’de tüm katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 4. Model 2 Tahmin Sonuçları

Model 2					
Bağımlı Değişken: GelirPay ₁₅₉	Katsayı	St. Hata	t İstatistiği	Olasılık	
GelirPay ₁₅₉ (-1) ^{*2}	0.814226	0.091643	8.88	0.0000*	
FinAçıklık	-0.008331	0.004630	-1.79	0.0870***	
KBGSYH	-0.046135	0.0177404	-2.65	0.0153**	
Enf	-0.023772	0.004770	-4.98	0.0001*	
Kamu	-0.124423	0.035080	-3.55	0.0020*	
Sabit Terim	0.593146	0.230809	2.57	0.0183**	

² Bağımlı değişkenin GelirPay₁₅₉ olduğu Model 2’de, Breusch-Godfrey otokorelasyon testi sonuçlarına göre F istatistiği “6.720807” ve olasılık değeri ise “0.0059” olarak hesaplanmış ve bu durumda modelde otokorelasyon sorunu bulunmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmiştir. Bu sorunun çözümüne yönelik olarak bağımlı değişkenin “1” dönem gecikmeli değeri modele bağımsız değişken olarak eklenmiştir.

Düzeltilmiş R^2 : 0.94

F İstatistiği /Olasılığı: 90.77 / 0.0000*

Not: *,** ve *** sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 önem seviyelerini ifade etmektedir.

Tablo 5'te, araştırma kapsamında incelenen ve Model 3 olarak adlandırılan son modelin regresyon tahmini sonuçları sunulmaktadır. Sonuçlar incelendiğinde modelin istatistiksel olarak anlamlı ve güvenilir olduğu görülmektedir. Bu modelde en dikkat çeken nokta, GelirPayı'nın farklı aralıklarının bağımlı değişken olduğu Model 1 ve Model 2'den farklı olarak FinAçıklık değişkeninin GelirPayı üzerindeki pozitif etkisidir. FinAçıklık %1'lik bir artış gösterdiğinde GelirPayı da yaklaşık olarak %0.05 artış göstermektedir. Enflasyonda %1'lik bir artış ortaya çıktığında ise GelirPayı yine diğer modellerden farklı olarak, burada, %0.05 artış göstermektedir. KBGSYH'deki %1'lik artış GelirPayını %0.06 azaltmakta iken Kamu değişkenine ilişkin ise istatistiksel olarak anlamlı bir katsayı elde edilememiştir.

Tablo 5. Model 3 Tahmin Sonuçları

Model 3				
Bağımlı Değişken: GelirPayı ₁	Katsayı	St. Hata	t İstatistiği	Olasılık
FinAçıklık	0.049071	0.013605	3.60	0.0015*
KBGSYH	-0.066888	0.028472	-2.34	0.0278**
Enf	0.055942	0.005808	9.63	0.0000*
Kamu	-0.039840	0.098297	-0.40	0.6890
Sabit Terim	-0.068011	0.610753	-0.11	0.9123

Düzeltilmiş R^2 : 0.83

F İstatistiği/Olasılığı: 33.96 / 0.0000*

Not: *,** ve *** sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 önem seviyelerini ifade etmektedir.

Tablo 6, Tablo 3,4 ve 5'te sunulan regresyon tahminlerinin tanı testleri sonuçlarını göstermektedir. Bu sonuçlar ışığında her üç modelde de otokorelasyon ve farklı varyans sorunu bulunmamakta, hatalar normal dağılmakta ve model spesifikasyonlarında bir hata görülmemektedir. Tanı testleri sonucuna göre her üç model de istatistiksel olarak anlamlı ve varsayımların sağlandığı modellerdir.

Tablo 6. Tanı Testleri

Tanı Testleri Sonuçları		
Model 1	İstatistik	Olasılık
Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi / F	2.415635	0.1149
Breusch-Pagan-Godfrey Farklı Varyans Testi / χ^2	8.840560	0.1156
Ramsey-Reset Model Spesifikasyon Testi / F	0.675027	0.4210
Normallik Testi / JB	0.919252	0.6315
Model 2	İstatistik	Olasılık
Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi / F	0.367595	0.6975
Breusch-Pagan-Godfrey Farklı Varyans Testi / χ^2	1.638065	0.1958
Ramsey-Reset Model Spesifikasyon Testi / F	1.232425	0.2808
Normallik Testi / JB	0.96348	0.6177
Model 3	İstatistik	Olasılık

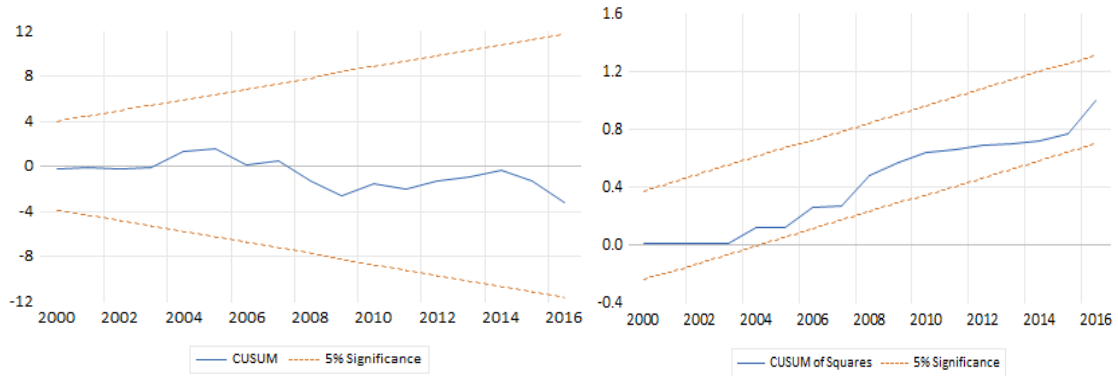
Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi / F	2.461309	0.1108
Breusch-Pagan-Godfrey Farklı Varyans Testi / χ^2	1.281339	0.3075
Ramsey-Reset Model Spesifikasyon Testi / F	1.250773	0.2760
Normallik Testi / JB	0.256727	0.8795

Model 1, Model 2 ve Model 3'te tahminlenen parametrelerin istikrarlı olup olmadığını test etmek için ise CUSUM ve CUSUMQ grafiği çizdirilmiştir. Bu grafiklerdeki düz çizgiler parametre tahminlerini, kesikli çizgiler ise %95 güven sınırını ifade etmektedir. Şekil 1, Şekil 2 ve Şekil 3 ile gösterilen grafiklerde de doğrular güven sınırları içerisinde yer aldığı için her üç model için de parametre tahminlerinin istikrar koşullarını sağladığı görülmektedir.

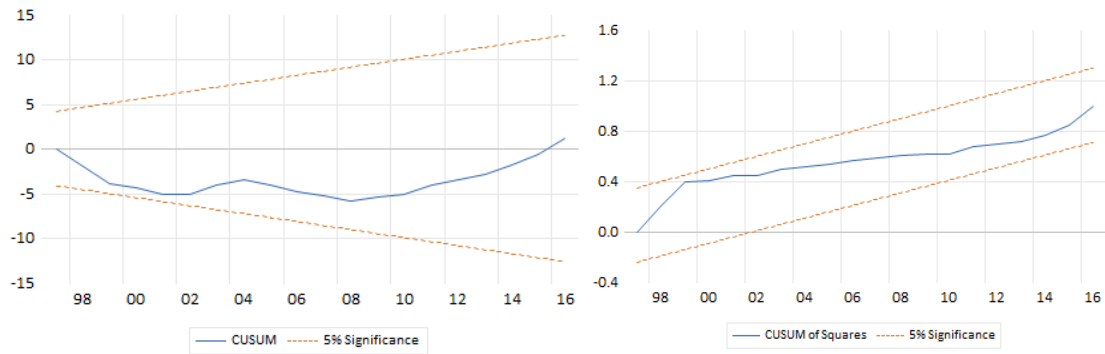
Şekil 1: Model 1 için CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri



Şekil 2: Model 2 için CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri



Şekil 3: Model 3 için CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri



SONUÇ

Finansal küreselleşmenin, uzun vadeli büyümenin ve refahın artırılmasında önemli bir rol oynadığı düşünülmektedir. Bununla birlikte, bu faydaların nüfusun tüm kesimleri arasında eşit olarak paylaşılıp paylaşılmadığı açık değildir. Son otuz yılda benzeri görülmemiş bir küresel finansal entegrasyonun yaşanmış olması ve aynı dönemde çoğu ülke ve bölgede gelir eşitsizliğinde artış görülmesi finansal açıklık ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin sorgulanmasına neden olmuştur. Dünyadaki gelişmelere paralel olarak sermaye hesabını 1980'li yıllardan itibaren önemli ölçüde serbestleştiren Türkiye'de bu dönüşümün gelir eşitsizliğini nasıl etkilediğinin ortaya konması amacıyla yapılmış olan bu çalışmada 1990-2016 dönemi verileri kullanılarak düşük, orta ve yüksek gelir gruplarında sermaye açıklığının etkisi zaman serisi analiziyle ölçülmüştür.

Bulgular, finansal açıklık ile gelir eşitsizliği arasında güçlü bir istatistiksel ilişki olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır. Analiz sonuçları, finansal açıklıktan en olumsuz etkilenen grubun en düşük gelire sahip %50'lik grup olduğunu göstermiştir. Finansal açıklık benzer şekilde orta gelire sahip %40'lık grubun da gelirden daha az pay almasına neden olmaktadır. Finansal açıklıktaki artış sadece en yüksek gelire sahip %10'luk grubun toplam gelirden aldığı payı artırmaktadır. Çalışmanın bulguları yükselen ülke ekonomilerinde sermaye hesabı serbestliği ile gelir payları arasındaki ilişkiyi araştıran Das ve Mohapatra (2003)'ün sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir.

Finansal açıklığın düşük ve orta gelir grubunu olumsuz etkilediği bulgusu finansal sistemin bastırılmasının eşitsizliği azaltmak için etkili bir araç olduğunu göstermemektedir. Finansal açıklığın ekonomik büyüme finansal gelişme gibi ekonomiye sağlayacağı pozitif etkiler göz önüne alındığında, gelir eşitsizliğini önlemek için uygulanacak yöntem yabancı sermayenin girişine kısıtlama getirmekten ziyade finansal piyasalara katılımın genişletilmesini sağlamak olmalıdır. Teorik ve ampirik literatür finansal bütünleşmenin potansiyel faydalarından tam olarak faydalanabilmesi için finansal sistemin ve kurumların güçlü olmasına ve finansal piyasaların derinleştirilmesine vurgu yapmaktadır. Bu bağlamda, finansal entegrasyonu sadece yalıtılmış bir politika hedefi olarak değil, toplumun tüm kesimlerinin finansal piyasalara erişimine katkı sağlayacak daha geniş bir reform paketinin ve destekleyici makroekonomik politikaların bir parçası olarak görmek gerekmektedir.

KAYNAKÇA

- Agnello, L., Mallick, S.K., Sousa, R.M. (2012). Financial Reforms and Income Inequality. *Economics Letters*, 116, (3): 583–587. DOI: 10.1016/j.econlet.2012.06.005
- Alvaredo, F., L. Chancel, T. Piketty, E. Saez and G. Zucman (2017) World Inequality Report 2018. Paris: World Inequality Lab. <https://wir2018.wid.world/files/download/wir2018-full-report-english.pdf>
- Ang, J. B. (2010). Finance and Inequality: The Case of India. *Southern Economic Journal*, 76(3): 738-761. DOI: 10.4284/sej.2010.76.3.738
- Azis I.J., Shin H.S. (2015). Capital Flows and Income Distribution. In: *Managing Elevated Risk*. Springer, Singapore. DOI: 10.1007/978-981-287-284-5_5
- Baharumshah, A. Z., Thanoon, A. (2006). Foreign Capital Flows and Economic Growth in East Asian Countries. *China Economic Review*, 17(1): 70-83. DOI: 10.1016/j.chieco.2005.09.001
- Bayraktar, Y., Özyılmaz, A., Toprak, M. (2019). Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi: Türkiye Deneyimi. *Akademik Hassasiyetler*, 6(12): 477-490.
- Berument, H., Dincer, N. (2004). Do Capital Flows Improve Macroeconomic Performance in Emerging Markets?: The Turkish Experience. *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(4): 20-32. DOI: 10.1080/1540496X.2004.11052579

- Beji, S. (2019). Financial Openness and Income Inequality: Do Institutions Matter for Africa? *Economics Bulletin*, 39(1): 104-114.
- Bumann, S., Lensink, R. (2016). Capital Account Liberalization and Income Inequality. *Journal of International Money and Finance*, 61: 143-162. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2015.10.004
- Chinn, M. D. & Ito, H. (2006). What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions. *Journal of Development Economics*, 81(1): 163-192. DOI: 10.3386/w11370
- Chung-Hua S., Chien-Chiang L. and Chi-Chuan L. (2010). What Makes International Capital Flows Promote Economic Growth? An International Cross-Country Analysis. *Scottish Journal of Political Economy*, 57(5): 515-546. DOI: 10.1111/j.1467-9485.2010.00529.x
- Dabla-Norris, E., Kochhar, K., Suphaphiphat, N., Ricka, & Tsounta, E. (2015). Causes and Consequences of Income Inequality: A global Perspective, IMF staff discussion note. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2015/sdn1513.pdf>.
- Das, M., Mohapatra, S., 2003. Income Inequality: The Aftermath of Stock Market Liberalization in Emerging Markets. *Journal of Empirical Finance*. 10(1-2): 217–248. DOI: 10.1016/S0927-5398(02)00025-7
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366): 427-431
- Furceri, D., Loungani, P. (2015). Capital Account Liberalization and Inequality. IMF Working Paper, No. WP/15/243. DOI: 10.5089/9781513531083.001
- Griliches, Z. (1969). Capital-Skill Complementarity. *Review of Economics and Statistics*, 51(4): 465-468. DOI: 10.1111/sjoe.12267
- Guillen, J. (2016). Does Financial Openness Matter in the Relationship Between Financial Development and Income Distribution in Latin America? *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(5): 1145-1155. DOI: 10.1080/1540496X.2015.1046337
- Gujarati, D. (2015). *Econometrics by Example* (2nd ed.). London, United Kingdom: Macmillan International Higher Education.
- Gygli, S., Florian, H., Niklas, P., Jan-Egbert, S. (2019). The KOF Globalisation Index - Revisited, *Review of International Organizations*, 14(3): 543-574. DOI: 10.1007/s11558-019-09344-2
- Jaumotte, F., Lall, S., Papageorgiou, C. (2013). Rising Income Inequality: Technology, or Trade and Financial Globalization? *IMF Economic Review*, 61(2): 271-309. DOI: 10.1057/imfer.2013.7
- Kantar, G., Gülay, İ, Kılıcı, H. (2018). Siyasal Krizler Karşısında Liderlerin Davranışları ve Ekonomiye Etkileri. *Maltepe Üniversitesi İletişim Fakültesi Dergisi*, 5(1): 5-19.
- Kwiatkowski, D. , Phillips, P.C.B. , Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?. *Journal of Econometrics*. 54: 159-178.
- Lagarda, G., Linares, J., Gallagher, K. (2016). Capital Openness and Income Inequality: A Cross-Country Study and the Role of CTT in Latin America. Munich Personal RePEC Archive, No. 74181.
- Larrain, M. (2015). Capital Account Opening and Wage Inequality. *Review of Financial Studies*. *Society for Financial Studies*, 28(6): 1555-1587. DOI: 10.1093/rfs/hhu088

- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1082-1089.
- Lim, G. C., McNelis, P. D. (2014). Income Inequality, Trade and Financial Openness. Paper Presented at the conference "Macroeconomic Challenges Facing Low-Income Countries", Washington, January 30-31.
- Lim, G. C., McNelis, P. D. (2016). Income Growth and Inequality: The Threshold Effects of Trade and Financial Openness. *Economic Modelling*, 58: 403-412. DOI: 10.1016/j.econmod.2016.05.010.
- Mert, M. ve Çağlar, A.E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Örnek, İ., Elveren, A. Y. (2010). Trade Liberalization and Income Inequality in Turkey: An Empirical Analysis. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(2): 62-70.
- Özdemir, O. (2019). Autoregressive Distributed Lag Approach to the Income Inequality and Financial Liberalization Nexus: Empirical Evidence from Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 9(6): 1-15. DOI: 10.32479/ijefi.8626
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57: 1361-1401.
- Ucal, M., Haug, A. A., Bilgin, M. H. (2016). Income Inequality and FDI: Evidence with Turkish data. *Applied Economics*, 48(11): 1030-1045. DOI: 10.1080/00036846.2015.1093081
- World Bank (2020). World Development Indicators. World Bank: Washington, DC.
- World Inequality Database (2020). <https://wid.world/data/>, accessed January 2020.
- Zehri, C., Ben Abid, H. (2019). Impact of Financial Liberalization on Income Inequality: A PVAR Approach. *International Journal of Econometrics and Financial Management*, 7(1): 1-11. DOI: 10.12691/ijefm-7-1-1