

WEYMARK MODELİ DÖVİZ PİYASASI BASKISI ENDEKSİ*

Erhan ÖRUÇ**

ÖZ

Merkez bankaları özellikle gelişmekte olan ülkelerde döviz piyasasındaki oynaklığı azaltmak veya döviz piyasasında aşırı dalgalanmaya yol açan atakları önlemek amacıyla döviz piyasasına müdahalede bulunurlar. Fakat her müdahale döviz kurunun piyasa tarafından belirlenecek değerinden sapmalara neden olabilir. Bu çalışmanın amacı Türk döviz piyasasındaki arz ve talebin oluşturduğu baskıyı tespit etmektir. Bu doğrultuda ekonomi literatüründe döviz piyasasında oluşan baskıyı ölçmek amacıyla döviz piyasası baskı endeksi kullanılmaktadır. Bu endeks Girton ve Roper yaklaşımı, teorik yaklaşım ve modelden bağımsız yaklaşım olarak üç şekilde oluşturulabilir. Bu çalışmada döviz piyasası baskı endeksi teorik yaklaşıma göre oluşturulmuştur. Endeksin oluşturulmasında dört farklı denklem kullanılmasına rağmen endeksin hesaplanmasında basit para talebi ve görelî satın alma gücü hipotezi denklemlerinin tahmin edilmesi yeterlidir. Analizde çeyreklik veriler kullanılmış olup 1990:01-2017:02 dönemini kapsamaktadır. Tahminlerde kullanılan zaman serileri birim kök içermesine rağmen denklemleri oluşturan serileri arasında eşbütünlük olduğundan dolayı tahmin aşamasına geçilmiştir. Bu denklemlerde içsel değişken problemi olduğundan dolayı hem basit para talebi hem de görelî satın alma gücü hipotezi denklemleri iki aşamalı en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre özellikle 1993'ün son dönemlerinden 2002'ye kadar döviz piyasasında baskının fazla olmasına rağmen esnek dalgalı döviz kuru sisteminin yerleşmesinden sonra döviz piyasasındaki baskının azaldığı tespit edilmiştir. Ayrıca endeks ekonomik ve siyasi krizlerden önce aşırı dalgalanma gösterdiğinden dolayı, ileride oluşabilecek krizler için öncü bir gösterge olarak kullanılabilir.

Anahtar Kavramlar: Döviz Piyasası Baskı Endeksi, Müdahale, İki Aşamalı En Küçük Kareler.

EXCHANGE MARKET PRESSURE INDEX: THE CASE OF TURKEY

ABSTRACT

Central banks intervene to the exchange market in order to reduce volatility of exchange rate or prevent attacks that lead to high volatilities, especially in developing countries. However, each intervention to the exchange market may cause deviation of the value of exchange rate which, is determined by the market. The aim of this study is that calculates pressure on exchange market for Turkey. In this way, exchange market pressure index has calculated by three ways: Girton-Roper, theoretical and model-independent. In this study, the index is constructed according to the theoretical approach. Four equations are employed for deriving exchange market pressure index but estimating two equations, simple money demand function and purchasing power parity, are enough for the calculation of the index. Quarterly data is employed form 1990:01 to 2017:02. Since both equations have an endogenous variable, those are estimated by two stage least square. It is found that especially starting from the last quarter of 1992 to 2002, exchange market pressure index is too high however, after freely floating system was settled then pressure in the exchange market had decreased dramatically. Moreover, this index can be used as a one of indicator for determination of economic crises due to the fact that the volatile the index increased just before each economic and political crisis.

Keywords: Exchange Market Pressure Index, Intervention, Two Steps Least Square

GİRİŞ

* Bu çalışma yazarın University of Kansas'ta doktora eğitimi sırasında Prof. Dr. Shigeru Iwata danışmanlığında yürütülen doktora tezinin ana makalesinin Türkiye'ye uygulamasıdır.

** Dr. Öğr. Üyesi, Kocaeli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, e.erhanoruc@gmail.com

Makale kabul tarihi: Şubat 2019.

Girton ve Roper tarafından 1977 yılında yayınlanan makalede para politikasını ödemeler dengesi ile birleştirerek *döviz piyasası baskı endeksi* (DPB) adı verdikleri bir endeks türetmişlerdir. Bu endeks sayesinde bir ülke parasının hangi dönemlerde değer kaybetmesi veya değer kazanması yönünde döviz piyasasında baskılar olduğu kolayca tespit edilebilir. Böylece merkez bankaları para politikasının daha etkin kullanabilirler.

Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde döviz piyasasında belirli zamanlarda aşırı baskılar sonucu ekonomik krizler oluşabilmektedir. Bazen durumlarda ise döviz piyasasındaki baskı ekonomiyi yönetenlere ve economicilere ekonomide kötüleşmeye dair önemli sinyaller verebilmektedir. Bu çalışmanın temel amacı Türkiye’de döviz piyasasında 1990 sonrasında oluşan baskıyı teorik yaklaşıma göre elde etmek ve dönemsel analizini ortaya koymaktır.

Bu doğrultuda literatürde yer alan öncü çalışmada Girton ve Roper (1977) önceki çalışmaların iki önemli eksik noktası üzerinde yoğunlaşmışlardır. Bu eksik noktalardan ilki, o güne kadar yapılan bazı çalışmaların sadece ödemeler bilançosuna odaklandıklarından bahsetmişlerdir. İkinci olarak yaptıkları eleştiri ise bazı çalışmaların sadece para talebine odaklandığı yönündedir. Çalışmalarında hem para talebini hem de ödemeler dengesini etkileyen uluslararası rezervleri teorik bir yaklaşım ile bir model içinde dâhil etmişlerdir. İleriki yıllarda Girton ve Roper’in kullandığı yöntem “ödemeler dengesine parasalcı yaklaşım” olarak adlandırılacaktır.

Girton ve Roper (G-R) basit para talebini, parasal taban ile birleştirmişlerdir. Elde edilen denklem para arzı ile birleştirilince para talebi denklemini hem para arzının içsel büyümesini hem de para arzının dışsal kaynağını (uluslararası rezerv) içermektedir. Dış dünyadaki fiyat ve parasal gelişmelerin ülkedeki fiyatları mutlak satın alma gücü hipotezi altında etkilendiği varsayılmıştır. G-R modelinde ana denklem şu şekilde oluşturulmuştur.

$$r + e = -d + r^* 4d^* + \beta 1y - \beta 1y^* + \theta - \alpha v \quad (1)$$

Denklem 1’de θ satın alma gücü hipotezinden sapmaları temsil etmektedir. “V” ise faiz paritesinden sapmaları göstermektedir. * işareti ikinci ülkeyi temsil ederken genellikle uygulamalı çalışmalarda ikinci ülke Amerika Birleşik Devletleri (ABD) verileri kullanılmaktadır. Girton ve Roper DPB endeksini uluslararası rezervlerdeki değişimin parasal tabana oranı ile döviz kurundaki değişimi toplayarak elde etmiştir. Yani döviz piyasasında oluşana talep fazlalığı veya arz fazlalığı ya döviz kurunda bir değişim ile ya da rezervlerde bir değişim veya her ikisinde bir değişim yaşanması ile ortadan kaldırılmış olacaktır.

Weymark (1995, 1997, 1998) G-R tarafından yayınlanan çalışmadan yaklaşık 20 yıl sonra DPB endeksi için teorik bir alt yapı oluşturmuştur ve bu çalışmalardan sonra bu konu iktisat literatüründe önemli bir yer edinmiştir. G-R modeli üzerinden teorik alt yapıyı geliştirmiş ve DPB endeksinin tanımını yapmıştır. Weymark DPB endeksini “*döviz kuru politikası tarafından oluşan beklenti altında döviz piyasasına merkez bankası tarafından herhangi bir müdahale olmasaydı, döviz piyasasında bulunan fazla talepten dolayı döviz kurunda*

yaşanacak değişmeyi ölçen bir değer” olarak tanımlamıştır (Weymark, 1995). Burada iki önemli varsayım vardır. Birincisi döviz kuru politikası ekonomik birimler tarafından bilinmektedir. Ekonomik birimler devletin veya ülke parasal otoritesinin (genellikle merkez bankasının) uyguladığı döviz kuru politikasını bilmektedirler ve döviz üzerindeki pozisyonlarını bu politikaya göre belirlemektedirler. İkincisi ise geçmişte bir müdahalenin var olduğu kabul edilmektedir. Bu endeks aslında geçmişte müdahale olmasaydı döviz kurundaki değişimin ne olacağını göstermektedir.

Weymark’ın geliştirdiği teorik altyapıdan yaklaşık bir yıl sonra teoriden bağımsız yaklaşımlar ekonomi literatürüne girmiştir. Eichengreen, Rose, ve Wyplosz (1996) ve Sachs, Tornell ve Velasco (1996) çalışmalarında DPB endeksini modelden bağımsız olarak oluşturmuşlardır ve ülkelerin yaşadıkları döviz krizlerinin dönemlerinin belirlemek için kullanmışlardır. Bu yaklaşıma göre döviz piyasasına bir saldırı olduğunda döviz kurundaki bu saldırıyı merkez bankasının ya rezervlerin bir değişme olması ile veya faiz oranlarını değiştirerek etkisini azaltmaya çalışacağını belirtmişler ve dolayısıyla DPB endeksinde faiz iki ülke faiz oranlarındaki değişiminde yer alması gerektiğini vurgulamışlardır.

$$EMP_t = \frac{1}{\sigma_e} \cdot \frac{\Delta e_t}{e_t} - \frac{1}{\sigma_r} \cdot \left(\frac{\Delta r_t}{r_t} - \frac{\Delta r_t^*}{r_t^*} \right) + \frac{1}{\sigma_i} \cdot \Delta(i_t - i_t^*) \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemde * ikinci ülkeyi temsil etmektedir. Dövizkurunda meydana gelen yüzdesel değişim, iki ülke arasındaki faiz farkı ve iki ülke arasındaki rezervlerin değişim farkının toplamında DPB endeksini oluşturmuştur¹. Tüm değişkenler ağırlığa sahiptir ve bu ağırlıklar her bir DPB endeksi bileşimi kendi standart sapmasının tersi alınarak elde edilmiştir. Ayrıca elde edilen DPB endeksi, kendi serisinin standart sapmasının 1,5 katı ile ortalamasının toplamından büyük ise bu ülkenin ilgili dönemde döviz piyasasında kriz yaşadığını kabul etmişlerdir. Bu tür yaklaşımlarda ekonomilerde krizleri belirlemek için belli bir eşik değer (threshold) belirlenmesi gerekmektedir.

Sachs vd. (1996) ise denklem 2’de oluşturulan endeksten farklı olarak iki ülkenin rezervlerindeki değişme yerine ilgili ülkenin rezervlerindeki yüzdesel değişmeyi kullanmışlardır. Ayrıca iki ülke arasında faiz farkı yerine ilgili ülkedeki faizlerde yaşanan değişmeyi endekslerinde kullanmayı tercih etmişlerdir. Her bir katsayıyı (ağırlığı) da değişkenlerin standart sapmalarının terslerinin toplamına bölmüşlerdir.

$$EMP_t = \left(\frac{1}{\sigma_e} \right) \cdot \frac{\Delta e_t}{e_t} - \left(\frac{1}{\sigma_r} \right) \frac{\Delta r_t}{r_t} + \left(\frac{1}{\sigma_i} \right) \cdot \Delta i_t \quad (3)$$

$$K_t = \frac{1}{\sigma_e} + \frac{1}{\sigma_r} + \frac{1}{\sigma_i} \quad (4)$$

¹İki ülke değişkenlerinden oluşturulan endekslerde ikinci ülke değişkenleri döviz kurunun bağlı olduğu ülke esas alınarak belirlenir. Örneğin eğer TL/\$ olarak döviz kuru ele alınıyorsa ikinci ülke ABD olmaktadır. Eğer TL/€ olarak döviz kuru seçilmiş ise bu durumda ikinci ülke Avrupa Birliği olacaktır.

Bu çalışmanın temel amacı Weymark'ın geliştirdiği DPB endeksinin Türkiye ekonomisine uygulamaktır. Böylece son dönemlerde aşırı dalgalanma yaşanan döviz piyasasındaki yükseliş baskısını bu endeks sayesinde daha iyi gözlemlenebilecektir. Çalışma Türkiye ekonomisini konu aldığı ve çalışmada kullanılan faiz verileri 1990 yılından sonra başladığından dolayı 1990:01-2018:01 dönemine ait çeyreklik veriler kullanılmıştır.

Bu çalışmanın literatüre üç önemli katkısı bulunmaktadır. Birincisi, çalışmanın amacı doğrultusunda Weymark modeli ile DPB endeksinin elde edilerek Türkçe yazına katkıda bulunmaktır. İkincisi ise döviz piyasasında hangi zamanlarda baskıların ne yönde olduğu ortaya koymaktır. Yani DPB endeksi sayesinde döviz piyasasını dönemler halinde analiz etmektir. Son olarak MB'nin bu baskılar karşısında ne yaptığını tespit edeceğiz. Baskının piyasa arz ve talep tarafından mı giderilmesine izin verdiği yoksa belli bir kısmının piyasaya müdahale edilerek mi giderildiğine dair kanıtlar elde edeceğiz. Bu çalışma, literatür taraması ile devam edecektir. Bir sonraki bölümde veri seti ve kullanılan ekonometrik yöntem tanıtılacaktır. Üçüncü bölümde ise ekonometrik sonuçlar yorumlanacaktır. Çalışma sonuç bölümü ile bitecektir.

I. LİTERATÜR TARAMASI

Ekonomi literatüründe DPBE için değişik yaklaşımlar bulunmaktadır. Bu yaklaşımları temel olarak iki kısma ayırabiliriz. Birinci kısımda yer alan çalışmalara teoriye dayalı çalışmalar denir. İkinci kısımda yer alan çalışmalar ise teoriden bağımsız çalışmalar olarak adlandırılır.

Connolly ve Silveira (C-S) Brezilya için İkinci Dünya Savaşı'ndan sonraki dönemi kapsayacak şekilde DPBE'yi tahmin etmiştir. Modelde mutlak satın alma gücü hipotezi yerine görece satın alma gücü hipotezi kullanılmıştır. Özellikle 1961-1975 döneminde tahmin edilen DPBE ile gerçek değerinin birbirine yakın olduğunu gözlemlenmiştir. 1962'den önceki dönemde ise tahmin edilen değer ile gerçek DPBE arasında farkın oldukça fazla olduğunu tespit etmişlerdir. Modelin bu dönem için kötü performans sergilediği sonucuna ulaşmışlardır (Connolly ve Silveira, 1977).

Modeste (1981) C-S modelini Arjantin için uygulamıştır. Döviz kurundaki değişme bağımlı değişken iken, modelin sonuçlarının başarısız olduğu belirtmiştir. Çalışmasında reel gelir ve fiyat düzeyi için katsayıların anlamsızdır. Kim (1985) C-S modelini Güney Kore için aylık veriler kullanarak tahmin etmiştir. İçsel kredi büyümesi ile DPBE arasında negatif bir ilişki bulmuştur. Ayrıca döviz piyasasındaki baskının (talep fazlasının) müdahaleler sonucunda azaldığını yönünde bulgular elde etmiştir.

Burdekin ve Burkett (1990) Kanada için G-R modelini tahmin etmişlerdir. Buna ek olarak EMP'yi etkileyen faktörlere bakmışlardır. İçsel kredi büyümesinin, DPBE'yi negatif etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Sabit döviz kuru sistemini ve serbest döviz kuru sistemini izleyen Kanada'da dönem dönem döviz kuru ile uluslararası rezervler arasında ödünleşimin (trade off) farklı olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Burkadin ve Richards (1993) DPBE'yi 1963-1988 dönemi için Paraguay verileri kullanarak tahmin etmişlerdir. Cari açığın DPBE üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır.

Weymark 1995 yılında geliştirdiği DPBE modeli için dört denklem kullanmıştır. İlk denklem basit para talebini açıklamaktadır. İkinci denklem görelî satın alma gücü paritesidir. Üçüncü denklem ise faiz paritesini temsil etmektedir. Son olarak modelde para arzı denklemi kullanılmıştır.

$$m_t^d = p_t + b_1 y_t + b_2 i_t \quad (5)$$

$$p_t = a_0 + a_1 p_t^* + a_2 e_t \quad (6)$$

$$i_t = i_t^* + e_t + E e_{t+1|t+1} + v_t \quad (7)$$

$$m_t^s = D_t + R_t \quad (8)$$

Denklem 5 basit para talebi modelini temsil etmektedir². Bir dönemdeki reel para talebi, reel millî gelir ile nominal faiz oranı tarafından belirlenmektedir. Reel para talebi ve reel gelir logaritmik iken faiz oranının logaritması alınmamıştır. Bu yüzden faiz oranının katsayısı, para talebinin faiz yarı-esnekliği olarak adlandırılır.

Denklem 6 ise görelî satın alma gücü hipotezidir. Döviz kurunun iki ülke enflasyonu kadar değiştiğini göstermektedir. Bir sonraki denklem faiz paritesi denklemidir. Döviz kuru iki ülke faiz oranı arasındaki fark ve bir sonraki dönemdeki döviz kuru beklentisi $E e_{t+1|t+1}$ tarafından belirlenmektedir. Bu denklemde sistemden sapmaları yani hataları temsil eden rassal değişken (v_t) de yer almaktadır. Yani faiz paritesinin her zaman geçerli olmadığı bir başka ifade ile faiz paritesinden sapmaların olabileceği varsayılmıştır.

Son denklem ise bir dönemde ekonomide var olan para arzı miktarını göstermektedir. Ekonomideki para arzının iki kaynağı vardır. Birincisi D ile ifade edilen, içsel kredi genişlemesi veya daralması sonucu para arzının değişmesidir. İkincisi ise R ile ifade edilen uluslararası rezervlerdeki değişme sonucu para arzının değişmesidir.

$$\Delta m_t^d = \Delta p_t + b_1 \Delta y_t + b_2 \Delta i_t \quad (9)$$

$$\Delta m_t^s = \Delta d_t + \Delta r_t \quad (10)$$

Modelin oluşturulması için para talebi denkleminin birinci dereceden farkı alınarak 9 numaralı denklem elde edilir. Para arzındaki değişme ise 10 numaralı denklem ile gösterilmektedir. Δd ve Δr sırası ile içsel kredilerdeki değişimin para arzına oranı ve uluslararası rezervlerdeki değişimin bir dönem önceki para arzına oranıdır³.

²Bu şekilde ifade edilen para talebi modeli Milton Friedman'nın editörlüğünde hazırlanan paranın miktar teorisi hakkındaki çalışmalar (1956) adlı eserde Philipps Cagan tarafından hiper enflasyonun parasal dinamikleri adlı bölümde ilk defa kullanıldığı için Cagan tipi para talebi olarak da adlandırılır.

³Bir ekonomide D ve R'nin toplamı parasal tabanı veya merkez bankası parasını vermektedir. Para arzı ile merkez bankası parası arasındaki ilişkiyi para çarpanı vermektedir. Bu yüzden Δd_t ve Δr_t hesaplanırken şu formül kullanılmıştır. $\Delta d_t = (D_t^* h_t - D_{t-1}^* h_{t-1}) / M_{t-1}$ ve $\Delta r_t = (R_t^* h_t - R_{t-1}^* h_{t-1}) / M_{t-1}$.

Ekonomi dengede iken, para arzındaki ve para talebindeki değişme eşit olacağı için 9 ve 10 numaralı denklemler birbirine eşittir. Bu eşitliği uyguladığımızda aşağıdaki ifade elde edilir.

$$\Delta d_t + \Delta r_t = \Delta p_t + b_1 \Delta y_t + b_2 \Delta i_t \quad (11)$$

Mutlak satın alma gücü hipotezini temsil eden ikinci denklemin birinci farkı alınıp, 11 numaralı denklemde yerine yazıldığında 12 numaralı denkleme ulaşılır.

$$\Delta d_t + \Delta r_t = (a_1 \Delta p_t^* + a_2 \Delta e_t) + b_1 \Delta y_t + b_2 \Delta i_t \quad (12)$$

Son olarak yukarıda elde ettiğimiz denklemde yer alan Δi_t yerine faiz paritesini veren üçüncü denklemin birinci farkını yazdığımızda;

$$\Delta d_t + \Delta r_t = (a_1 \Delta p_t^* + a_2 \Delta e_t) + b_1 \Delta y_t + b_2 \Delta (i_t^* + e_t + E_{t+1}[i_{t+1}] + v_t) \quad \text{veya}$$

$$\Delta d_t + \Delta r_t = (a_1 \Delta p_t^* + a_2 \Delta e_t) + b_1 \Delta y_t + b_2 \Delta i_t^* + b_2 \Delta e_t + b_2 \Delta E_{t+1}[i_{t+1}] + b_2 \Delta v_t \quad (13)$$

Denklem 13'ü döviz kurundaki değişme için çözersek aşağıdaki ifadeyi elde etmiş oluruz.

$$\Delta e_t = 1/\eta \{r_t + X_t - b_2 E[e_{t+1}]\} \quad (14)$$

$$\eta = -1/(a_2 + b_2) \quad \text{ve} \quad X_t = [a_1 \Delta p_t + b_1 \Delta y_t - b_2 \Delta i_t^* - \Delta d_t]$$

X ile ifade edilen değişkenler döviz kurundaki değişmeyi eşanlı olarak (aynı dönemde) etkilemeyen değişkenlerdir. 13 numaralı denklemde yer alan η esneklik olarak adlandırılır. DPBE ise döviz kurundaki yüzdesel değişme ile esneklik katsayısının rezervlerdeki değişmeye oranı ile çarpımının toplamı olarak elde edilir.

$$DPB_t = \Delta e_t + \eta \Delta r_t$$

Spolander (1999) Weymark modelini Finlandiya için tahmin etmiştir. Elde ettiği sonuçlara göre Bank of Finland'ın DPBE düştüğü dönemde genellikle döviz kurunun serbestçe dalgalanmasına izin verdiğiine dair kanıtlar elde etmiştir. Banka, 1992-1996 döneminde Makka'nın değer kazanmasını, değer kaybetmesine tercih ettiğine dair istatistiki delillere ulaşmıştır. Tanner (2000,2002) DBP endeksini döviz kurundaki yüzdesel değişme ile rezervlerdeki yüzdesel değişimin toplamı olarak tamamlamıştır. Bir sonraki aşamada para talebini açıklayan değişkenler (reel gelir ve faiz oranı) ile para arzının içsel kredi genişlemesinden kaynaklanan kısmını EMP ile VAR analizine tabi tutmuştur. İlk çalışmasında Brezilya, Şili, Meksika, Endonezya, Güney Kore ve Tayland'da uygulanan daraltıcı para politikasının döviz piyasasındaki baskıyı azalmanda yardımcı olduğunu tespit etmiştir. İkinci çalışmasında ise ülke sayısını genişletmiş ve ülkeler için farklı dönemler ele almıştır. Çoğu ülkede para arzında azalma, DPB endeksinde azalmaya yol açtığı yönünde görüş bildirmiştir.

Akçorağolu (2000), DPB endeksini Tanner (2000) göre oluşturup, DPB endeksi, içsel kredi genişleme oranı ve ABD ile Türkiye arasında faiz farklarını

Burada h_t para çarpanını temsil etmektedir ve formülasyon olarak $M_t = h_t \cdot B_t$ eşitliği bir ekonomide geçerli olduğu için $h_t = M_t/B_t$ 'dir. B_t ise parasal taban veya merkez bankası parasıdır. Daha detaylı bilgi için (Mark, 2001 ve Weymark, 1997;1998)

VAR analizine tabi tutmuştur. Merkez bankasının döviz piyasasında baskı oluştuğunda faizleri yükselttiği yönünde sonuçlar elde etmiştir. İçsel kredilerin etkisi ise karışıktır. Bazı dönemlerde döviz piyasasındaki baskıyı azaltırken, bazı dönemlerde arttırdığını vurgulamıştır.

Parlaktuna (2005), G-R yöntemiyle yani uluslararası rezervlere herhangi bir katsayı vermeden DPBE'yi elde etmiştir. Daha sonra bu modeli açıklayan değişkenleri regresyona tabi tutup DPBE'yi en fazla etkileyen değişkenin içsel kredi hacmindeki değişme olduğunu vurgulamıştır. Bielecki (2005) Polonya için 1994-2002 dönemini tahmin etmiştir. Polonya Merkez Bankası tarafından sağlanan gerçek müdahale verilerini kullanmıştır. Sonuç olarak iki DPBE endeksi oluşturmuş ve dar endeksin kötü performans sergilediğini ifade etmiştir. Erken dönemde Polonya Merkez Bankası'nın döviz piyasasında daha fazla sterilizasyon yaptığını vurgulamıştır.

Iwata ve Tanner (2007) DPBE'yi çok sayıda gelişmekte olan ülke için tahmin etmişlerdir. DPBE'yi iki ülke faiz değişimlerinin farkı, döviz kurundaki yükselme/düşme ve uluslararası rezervlerdeki değişimin toplamı olarak tanımlamışlardır. İçsel kredilerdeki değişme, Meksika'daki DPBE'nin %7'sini açıklamaktadır. Türkiye'yi iki farklı dönem altında incelemişlerdir. İlk dönemde içsel krediler DPBE'nin %10'unu açıklarken ikinci dönemde %14'ünü açıklamaktadır. Stawarek (2007) 1993-2205 dönemini kapsayan çalışmasında Slovakya, Macaristan, Polonya ve Çek cumhuriyeti verilerini kullanmıştır. Ülkelerde sabit döviz kuru olduğunda DPB endeksinin düştüğünü ve döviz piyasasında baskının azaldığı yönünde bulgulara ulaşmıştır.

Kumah (2007) Kırgızistan için Markow Switching model kullanarak DPB endeksini tahmin etmiştir. Döviz piyasasındaki baskısının yükselmesine neden olan faktörleri enflasyon, döviz kurundaki yüzdesel değişim ve para arzındaki artış olarak sıralamıştır. Feridun (2009) DPB endeksi üzerine yaptığı çalışmasında, Türkiye için endeksi teoriden bağımsız yaklaşımlardan Sachs vd. (1996) göre belirleyip, bu endeksin bankacılık sektörünün kırılabilirliği ve reel döviz kurundaki değişimler ile ilişkisini incelemiştir. Sonuç olarak uzun dönemde bankacılık sektörü kırılabilirlik endeksi, uluslararası rezervler ve reel döviz kurundan döviz piyasası baskısına doğru nedenselliğin olduğu yönünde bulgular elde etmiştir.

Katırcıoğlu ve Feridun (2011) Türkiye üzerine DPBE'yi açıklayan değişkenlerin etkileri tahmin edilmiştir. Çalışmada Eichengreen vd. (1995) geliştirdikleri teoriden bağımsız model kullanılmıştır. 1989:8 ile 2006:06 döneminin aylık verilerini kullanmışlardır. ARDL ve VECM sonuçlarına göre makroekonomik değişkenlerden DPB endeksine doğru nedensellik olduğunu bulmuşlardır. Makroekonomik değişkenler Türkiye'deki krizlerde önemli etki oynadığına dair bulgular elde etmişlerdir. Klassen ve Jarger (2011) modele faiz etkisini de dahil etmişlerdir. DPBE modeline, iki ülke faiz farkını ($i_t - i_t^*$) ekleyerek literatüre katkı yapmışlardır. Döviz krizleri için DPBE, Fransa, İtalya ve İngiltere gibi ülkelerde 1992-1993 döneminde daha iyi sonuçlar verdiğini ifade etmişlerdir.

Li (2012) geleneksel DPB endeksinin sermaye kontrolleri altında olması gerekenden fazla baskıyı tahmin ettiğinden dolayı Çin için sermaye kontrolleri

durumunda yeni bir DPB endeksi önermiştir. Veri seti 200-2008 dönemini kapsarken veri frekansı aylıktır. Geleneksel DPB endeksinin döviz piyasasındaki baskıyı %91 oranında fazla gösterdiğini ileri sürmüştür. Göksoy, Kadioğlu ve Küçükkocaoğlu (2015) ise DPBE'yi ekonomik krizleri tahmin yönteminde kullanmışlardır. Çalışmalarındaki DPBE teoriden bağımsız olan yaklaşıma göre oluşturmuştur. Brüt sermaye giriş ve çıkışı ile DPB endeksinin analiz etmiş ve DPB endeksinin Türkiye'deki 1998 Marmara depremi 2001 ve 2008 küresel ekonomik krizleri tahmin etmede başarılı olduğunu vurgulamışlardır.

Dayı ve Akdemir (2016) Türkiye'de DPB endeksinin etkileyen faktörleri yapay sinir ağları yöntemiyle tahmin etmişlerdir. İlgili çalışmada DPB endeksinin G-R modeline göre (Parlaktuna gibi) ve Weymark'a(1995) göre oluşturulup bu iki endeksi etkileyen faktörler incelenmiştir. Sonuç olarak Weymark'ın geliştirdiği modelin döviz kuru baskısını tahmin etmede diğer endekse göre başarılı olduğuna dair sonuçlar elde etmişlerdir. Aizenman ve Binici (2016) küresel ekonomik kriz öncesinde ve sonrasında DPB endeksinin içsel faktörlerden mi yoksa dışsal faktörlerden mi etkilendiğini araştırdıkları çalışmaları 200-2014 dönemini kapsamaktadır. Dinamik panel veri analizi sonuçlarına göre küresel faktörler hem gelişmekte olan hem de OECD ülkelerinde DPB endeksi üzerinde daha fazla etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Yorgancılar ve Soydal (2016) farklı döviz piyasası baskı endeksleri oluşturmuşlar ve kısa vadeli borçların dış ticaret hacminin, dış ticaret dengesinin gayri safi yurt içi hasıla, enflasyon, VIX, getiri endeksi eğrisi gibi değişkenler ile anlamlı ilişkisi olup olmadığını çoklu regresyona analizi yöntemiyle incelemişlerdir. Basit DPB endeksi çoklu regresyon analizine tabi tutulduğunda modelin anlamsız olmaktadır. Fakat normleştirilmiş DPB endeksinde ise kısa dönemli borcun milli gelire oranı, Kredi miktarının milli gelire oranı ve VIX endeksinin açıklayıcı değişken olabileceği yönünde istatistiki bulgulara ulaşmışlardır. Verim eğrisi ile DPB endeksinin ters yönlü ilişkisine dair kanıtlar elde edilmiştir. Uğurlu ve Aksoy (2017) DPB endeksi ile onu açıklayıcı değişkenlerini mevsimsel eşbütünleşme analizine tabi tutmuşlardır. Çalışma 2004-2012 dönemini kapsamaktadır. Faiz oranı, cari işlemler açığı, VIX endeksi ve toplam yükümlülükler ile DPB endeksi arasındaki ilişki incelenmiştir. Tüm bu değişkenler ile DPB endeksi arasında aynı yönlü ilişkinin varlığına dair kanıtlar elde etmişlerdir.

Kaya ve Köksal (2018) Türkiye'de Aralık 2015 ile aksım 2017 dönemi için hisse senedi piyasası ile DPB endeksi arasındaki ilişkiyi VAR analizi ile incelemiştir. Hisse senedi piyasasından döviz kuru baskısına doğru tek yönlü bir nedenselliğin varlığına dair istatistiki sonuçlar elde etmişlerdir. Bu yüzden portföy dengesi yaklaşımının geçerli olduğunu savunmuşlardır.

Bu bölümde literatürde en fazla atıf yapılan çalışmalar incelenmiştir. Ayrıca DPB endeksi oluşturmak için öncelikle para talebi ve görece satın alma gücü hipotezi denklemleri tahmin edilmesi gerektiği bölüm içinde açıklanmıştır. Çünkü modele göre DPB endeksinin hesaplamak için a_2 ve b_2 katsayılarının değerini

bilmemiz gerekmektedir. Çalışmanın bir sonraki aşamasında bu iki denklemi tahmin etmek için kullanılan yöntemler ve veriler hakkında bilgi verilecektir.

II. VERİ SETİ, MODEL VE YÖNTEM

DPB endeksini oluşturmak için 4 farklı denklem kullanılıp, 13 numaralı denklemin elde edilişi bir önceki bölümde detaylı olarak verilmiştir. Her ne kadar model, 4 farklı denklem içermesine rağmen oluşturulan endeksin hesaplanmasında sadece iki denklemin katsayıları yer almaktadır. Matematiksel ifade olarak DPB endeksi, döviz kurundaki yüzdesel değişme ve uluslararası rezervlerdeki değişimin para arzına oranının toplamına eşittir. Fakat endekste rezervlerdeki değişme bir katsayıya sahiptir. Bu katsayı para talebinin faiz yarı esnekliği ile görece satın alma gücü paritesindeki döviz kurunun önünde yer alan katsayıdır. O halde DPB endeksini elde edebilmek için teorik bölümde yer alan denklem 1 ve 2 tahmin edilmesi yeterli olacaktır.

Milli gelir ve para arzı serisi ile yurtiçi faiz oranları TCMB'nin sitesinden alınmıştır. Para arzı için M1 serisi seçilmiştir. Bu çalışmada faiz oranları için bir gecelik bankalar arası borç verme faizi kullanılmıştır. Milli gelir serisi ve para arzı serisi gayri safi yurt içi hâsıla deflatörü kullanılarak reel hale getirilmiştir.

Tablo 1: Veri Seti

Veri Adı	Değişken türü	Frekans	Zaman Boyutu	Kaynak
Gelir (GSYİH)	Bağımlı Değişken	Çeyrek	1990:01-2017:02	TCMB
Faiz Oranı (Bankalar arası borç verme faiz oranı)	Bağımsız Değişken	Çeyrek	1990:01-2017:02	TCMB
Para arzı (M ₁)	Bağımsız Değişken	Çeyrek	1990:01-2017:02	TCMB
Fiyat Endeksi (Tüfe ve GSYİH Deflatörü)*	Bağımlı Değişken	Çeyrek	1990:01-2017:02	TCMB
Dünya Fiyat Endeksi (ABD-Tüfe)	Bağımsız Değişken	Çeyrek	1990:01-2017:02	IMF-IFS
Dünya Faiz Oranı (ABD-Üç aylık ödemeli tahvil faizleri)	Bağımsız Değişken	Çeyrek	1990:01-2017:02	IMF-IFS
Döviz Kuru (\$/TL)	Bağımsız Değişken	Çeyrek	1990:01-2017:02	TCMB

Not: * Fiyat endeksi (GSYİH deflatörü) para arzının reelleştirilmesinde kullanılmaktadır.

Görece satın alma gücü hipotezinin tahmini de kullanılan yurt içi fiyat göstergesi için tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır. Bu veri TCMB'nin web sitesinden temin edilmiştir. Yurt dışı fiyat endeksi için döviz kuru Amerikan Doları/Türk Lirası karşılığı alındığı için ABD tüketici fiyat endeksi seçilmiştir. ABD tüketici fiyat endeksi serisi IMF'nin istatistik sitesi olan IFS'ten alınmıştır. Son olarak döviz kuru verileri ise TCMB'den temin edilmiştir. Tüm veriler 1990-2018 yılları arasını kapsayan çeyreklik verilerdir. 2018 yılı verileri birinci çeyrekte son bulmuştur. Veri setini tanımladığımızı göre ekonometrik olarak kullanacağımız modeli tanımlanacaktır.

Modeli tahmin etmek için en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilecektir. Fakat hem para talebi hem de görelî satın alma gücü paritesi denklemleri içsel değişken içermektedir. Bu yüzden iki aşamalı en küçük kareler kullanılması gerekmektedir. Para talebi denkleminde faiz oranı içsel değişkendir. Bu etkiyi ortadan kaldırmak için birinci aşamada ABD enflasyon oranı, ABD faiz oranı ve reel millî gelir, faiz oranı için araç değişken olarak kullanılacaklardır. Görelî satın alma gücü paritesinde ise döviz kuru içsel değişkendir. Birinci aşamada bir dönem önceki döviz kuru, ABD enflasyon ve faiz oranları, döviz kuru için araç değişken olarak kullanılacaktır. Böylece her iki denklemdeki içsel değişken problemi ortadan kaldırılmış olacaktır.

İki aşamalı en küçük kareler yöntemi şöyle özetlenebilir. Para talebi denkleminde faiz oranı içsel değişken olduğu için yukarıda belirtilen üç veri, araç değişken kabul edildiğinde, ilk aşamada 14 nolu denklem tahmin edilir.

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha \pi^*_t + \alpha i^*_t + \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma) \quad (15)$$

Yukarıdaki denklemde yıldız işareti ABD verilerini temsil etmektedir. Denklem 15 tahmin edilir ve katsayıların tahmin değerlerine ulaşılır. Daha sonra bağımlı değişkenin tahmin edilen değeri (fitted value) hesaplanır. Bir başka ifade ile \hat{i} elde edilir ve para talebi denklemin de faiz oranı yerine 15 numaralı denklemde elde edilen tahmin edilen değer (\hat{i}) kullanılır. Böylece içsel değişken problemi ortadan kalkacaktır⁴.

$$m_t^d = p_t + b_1 y_t + b_2 \hat{i}_t \quad ; \quad u_t \sim N(0, \sigma) \quad (16)$$

Benzer şekilde görelî satın alma gücü hipotezinin tahmini içinde aynı süreç takip edilecektir. İlk aşamada döviz kurunun OLS ile tahmin edilen değeri hesaplanacak ve görelî satın alma hipotezi tahmininde ilk aşamada elde edilen tahmin değeri, döviz kuru yerine kullanılacaktır.

Bu bölümde çalışmada kullanılan veriler, verilerin kaynakları ve verilerin nasıl kullanıldığına ilişkin açıklamalar yer almıştır. Ayrıca uyguladığımız ekonometrik yöntemler kısaca değinilmiştir. Bir sonraki bölümde tahmin sonuçlarına yer verilecek ve bu sonuçlara göre yorumlar yapılacaktır.

III. ANALİZ VE BULGULAR

Bu çalışmada yer alan ve tahmin edilecek iki denklem, iki aşamalı en küçük kareler yöntemi kullanılmasına rağmen sadece asıl denklemin (ikinci aşamanın) tahmin değerleri rapor edilmiştir⁵. 1990:01 -2018:01 dönemine ait tahmin sonuçları ve t değerleri Tablo 2’de verilmiştir⁶. İlk denklemimiz olan para talebi denklemine

⁴İki aşamalı en küçük kareler yönteminde ilk aşamada içsel değişkenlik problemi çözülmek istenmektedir. Bunun için içsel değişken, kendisini açıklayan fakat ana denklemin bağımlı değişkeni ile ilişkili olmayan değişkenlerle regresyona tabi tutulur. Bu regresyondan elde edilen içsel değişkenin tahmin değeri, ana denklemde içsel değişken yerine kullanılır. Detaylı bilgi için (Dougherty, 2007).

⁵İki aşamalı EKKY’nin ilk aşama sonuçları mevcut olup, yazardan istenebilir.

⁶Zaman serileri literatüründe hemen hemen her zaman ekonometrik modeli tahmin etmeden önce serilerin durağanlığı araştırılır ve eğer seriler durağan değil ise eşbütünlüğün varlığı test edilir. Son aşamada eşbütünlük var ise EKK veya Dinamik EKK ile model tahmin edilir. Fakat döviz piyasası baskısı literatüründe model tahmin edilirken zaman serileri için birim kök testleri ve eşbütünlük

ait katsayıların istatistiksel olarak %1 seviyesinde anlamlı olduğu görülmektedir. Reel mili gelir %1 arttığında para talebi yaklaşık %0.99 yükselmektedir. Yani reel milli gelir ile para talebi arasında birebir bir ilişki varlığını kabul etmek yanlış olmayacaktır. Diğer katsayıya ilişkin yorum yapılabilir. Faiz oranında %1'lik artış para talebini on binde bir etkilemektedir. Yani faiz oranındaki değişimin para talebi üzerindeki etkisi ihmal edilebilir seviyededir.

Tablo 2: İki Aşamalı EKK Sonuçları (Para Talebi ve GSGH)

$m_t^d = p_t + b_1 y_t + b_2 \hat{u}_t + u_t$	Katsayı	\hat{b}_1	\hat{b}_2	
	Tahmin	0.9891	-0.0000141	
	T değeri	45.12	-8.35	
$p_t = a_0 + a_1 p_t^* + a_2 e_t + \varepsilon_t$	Katsayı	\hat{a}_0	\hat{a}_1	\hat{a}_2
	Tahmin	-7.062	2.407	0.922
	T değeri	-8.60	6.75	13.16

Not: Tabloda verilen t değerleri mutlak değer olarak 2,576 tablo değerinde büyük olduğu için katsayılar %1 seviyesinin üzerinde istatistiksel olarak anlamsız olduğu reddedilmektedir.

İkinci denklemden ise sabit ve bağımsız değişkenlere ait katsayılar %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Dünyada fiyatlar %1 artarsa, Türkiye'de fiyatlar %2,4 artacaktır. Bu etki oldukça büyük gözükmektedir. Döviz kurunda meydana gelecek %1'lik değişim ise ülkemizdeki fiyatları %0,92 arttıracığı yönünde istatistiksel sonuç elde edilmiştir. Diğer bir değişle, döviz kuru neredeyse enflasyon oranını bire bir etkilemektedir. Teorik ve uygulamalı çalışmalar ile karşılaştırdığımızda reel milli gelirin para talebine etkisi literatürde bulunan değerlerden oldukça yüksek olduğu gözlemlenmiştir⁷.

Her iki denklem istatistiksel olarak tahmin edildiğine göre DPB endeksi için esneklik katsayısını hesaplayabiliriz. DPB endeksinin esnekliği (η), $-1/(a_2 + b_2)$ olduğuna göre esneklik katsayısı $-1/(0,9220 - 0,000018) = -1,0846$ olarak hesaplanır.

$$\eta = -1,0846$$

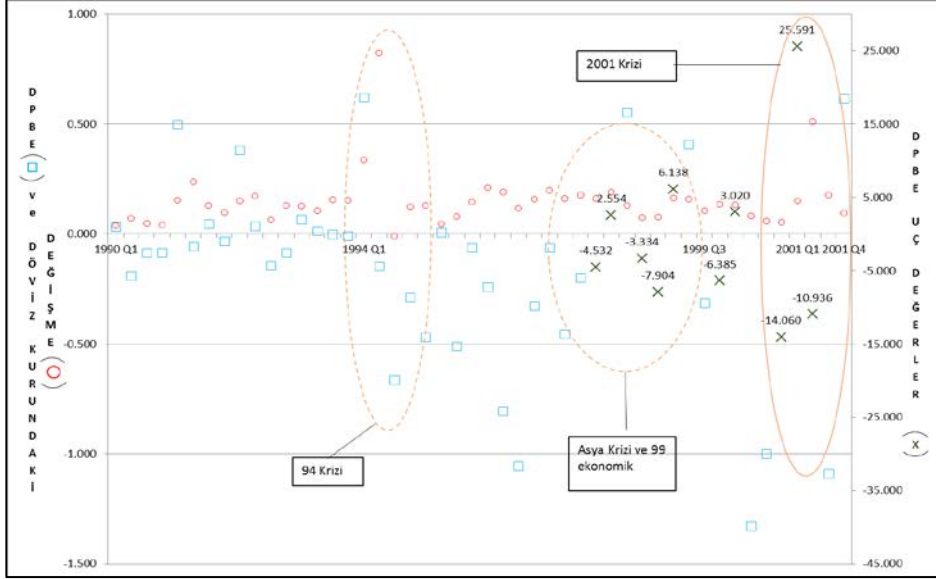
Grafik 1'de DPB endeksinin 1990-2001 dönemini kapsayan değerleri yer almaktadır. 1990'lı yılların başlarında yani döviz piyasasının serbestleştiği ilk yıllarda döviz kurunda hafif yükselmeler olmuştur. Fakat döviz piyasası baskı endeksine baktığımızda ise aslında TL'nin değer kazanması gerektiği

testleri yapılmamaktadır. Bunun nedeni ise endeks türetirken ekonominin dengede olduğu varsayılmıştır. Ekonomi denge de iken değişkenlerin tümü durağan olması gerekir veya uzun dönemde bir noktaya yakınsaması gerekmektedir. Aksi halde ekonomi dengeye gelemmez. Fakat okuyucuların aklında soru işareti kalmaması için birim kök testlerinin ve eşbütünlük testlerinin sonuçları makalenin ekinde yer almaktadır (Bknz Tablo 3-6).

⁷ Kukla değişken eklenmesinden sonra para talebinin gelir esnekliği yaklaşık olarak %83 iken faiz yarı esnekliği ihmal edilebilecek düzeyde olduğu görülmüştür. Ekonomi literatüründe için uygulamalı çalışmalarda para talebinin gelir esnekliğinin 0,8 olduğu faiz esnekliğinin ise yaklaşık %30 ve negatif olduğu rapor edilmiş ve bu hususta bir konsensüs sağlanmıştır. Detaylı bilgi için Benati vd(2016), Arrau, De Gregorio ve Reinhart (1995) ve Lucas (1988). Türkiye için para talebi tahmin edilirken modele kukla değişken eklendiğinde teorik beklentiler yönünde para talebi esnekliği elde edilmiştir.

görülmektedir. Döviz kurundaki artışın rezerv değişiminden yani MB'nin müdahalesinden kaynaklandığını söyleyebiliriz. Bu dönemi 1994 Krizi öncesi sonrası olarak iki alt başlık altında incelemek daha doğru olacaktır. 1994 dönemine kadar DPB endeksinin değeri çoğunlukla sifıra yakındır. Bu dönemde aşırı DBP endeksi değerleri görülmemektedir. 1994 yılının ikinci çeyreğinde endeks 1 yaklaşmıştır. Krizden bir dönem önce ise DPB endeksinin değeri o tarihe kadar elde edilmiş en yüksek değerdir.

Grafik 1: DPBE (1990:01-2001:04)



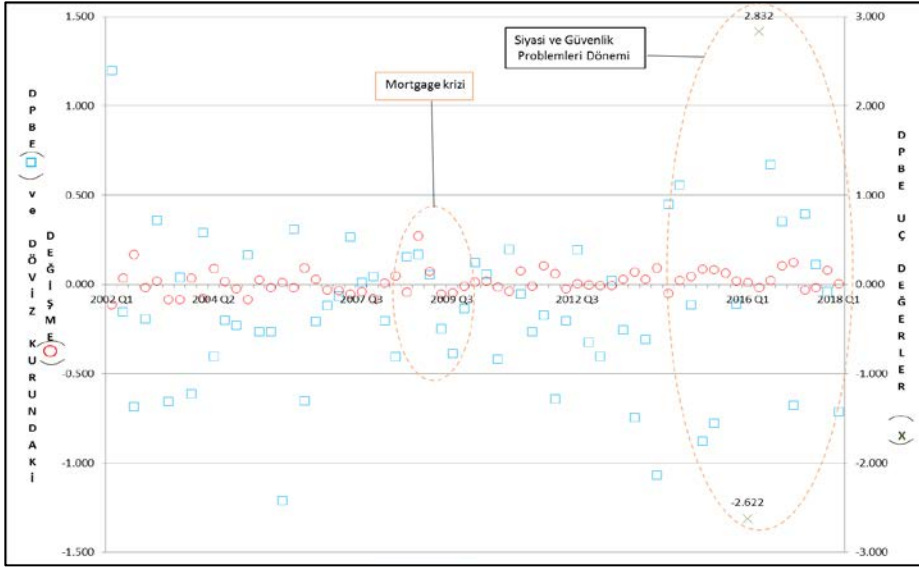
Not: Grafikte kareler DPB endeksinin temsil etmektedir. X işareti ile gösterilenler ise aşırı (uç) değerli endekslerdir ve eksenin sağ tarafına göre değer verilmiştir. Yuvarlaklar ise döviz kurundaki değişmeyi göstermektedir⁸.

Ekonomik buhran sonrasında hem faizlerin yükselmesi hem de devalüasyonun etkisi ile DPB endeksi değerinin tekrardan sıfır yaklaştığından dolayı döviz piyasasının sakinleştiği söylemek yanlış olmayacaktır. Fakat 1998 yılında Güney Doğu Asya'da baş gösteren ekonomik kriz ve 1999 ekonomik krizlerinin etkisi ile DPB endeksi bir eksi bir artı olup değerleri çoğunlukla 4 ile 7 arasında değişmektedir. 2000 yılında endeksin değeri tekrar sifıra yaklaşmışken 2001 krizinden önceki üç dönemde sırası ile -14, -10 ve 25 değerlerine ulaşmıştır. Bu yüzden DPB endeksinde aşırı yükselme ekonomide özellikle döviz piyasasında sıkıntıların baş gösterdiği yönünde öncü bir gösterge olduğunu ortaya koymaktadır.

⁸DPB endeksinin grafikte gösterirken uç değerleri ikincil endekste göstermenin temel nedeni çoğu zaman endeks değeri oldukça küçüktür. Fakat belli dönemlerde özellikle kriz dönemlerinde endeks değerlerinde sıçramalar yaşanmaktadır ki bu beklenen bir gelişmedir. Fakat grafikte aşırı (uç) değerler ile normal değerleri bir eksen gösterdiğimizde çeyreklik dalgalanmalar çok fazla anlaşılacaktır. O yüzden grafiklerde uç değerler ikincil ekseninde gösterilmiştir.

2001 krizi sırasında ve sonrasında DPB endeksi, o güne kadarki en yüksek düzeylerine ulaşmıştır (Grafik 2). 2001 ekonomik krizinden önce TL'nin değer kaybetmesi veya döviz kurunun yükselmesi yönünde çok büyük bir baskının olduğu gözlemlenmektedir. DPBE, 25'in üzerine çıkarken o zamanki kurdaki değer kazanımı ise %15 düzeyindedir. Krizden sonra devalüasyonun etkisiyle döviz piyasasındaki baskı tersine dönmüş ve endeks değeri önce 14'e sonra 10 düşmüştür.

Grafik 2: DPBE (2002:01-2018:01)



Not: Grafikte kareler DPBE'ni temsil etmektedir. X işareti ile gösterilenler ise aşırı (uç) değerlerdir ve sağ taraftaki eksene göre değerlendirilmiştir. Yuvarlaklar ise döviz kurundaki değişmeyi göstermektedir.

2001 ekonomik krizinden sonra serbest kur uygulamasına geçilmesi ve merkez bankasının döviz piyasasında aşırı oynaklık olmadığı sürece piyasaya müdahale etmemesi sonucu piyasada oluşan baskı aslında döviz kurundaki değişmeyi belirlemektedir. Bu dönemde döviz kuru çoğunlukla piyasadaki arz ve talep doğrultusunda hareket etmektedir. 2015'in son dönemleri ve 2016 yılının haricinde DPB endeksinin dönemler içinde 0,5 ile -0,5 bandında olduğu gözlemlenmektedir. Bu endeks değerinin çok küçük olması bu dönemde döviz piyasasında ekonomiyi olumsuz etkileyecek herhangi bir baskının olmadığını göstermektedir. Döviz kurunda ise ortalama olarak %10 düzeyinde değişme gerçekleşmektedir. 2016 yılında yaşanan darbe girişimi ve güvenlik problemi sonucu DPB endeksinin yükseldiği fakat daha sonra tekrar mutlak değer olarak 0,5'in altına gerilediği tespit edilmiştir.

Türkiye gibi yapısal dönüşüm ve ciddi ekonomik krizlerin yaşandığı ülkelerde zaman serileri ile tahmin yaparken dikkatli olunması gereken önemli bir unsur ise zaman serilerinde yaşanabilecek kırılmalardır. Ekonometrik çalışmalarda yapısal kırılma iki temel yöntem vardır. Birinci yöntemde, kırılma dönemi veya dönemleri istatistiksel olarak belirlenebilir. İkinci yöntemde ise kırılma dönemi

araştırmacının o ülke hakkındaki teorik ve uygulamalı bilgisine dayalı olarak belirlenebilir. Bu çalışma Türkiye ekonomisindeki döviz piyasası üzerine olduğu için ve 2001 yılındaki krizden sonra Türkiye döviz piyasasının tam dalgalı kur rejimine geçişi bilindiğinden dolayı kırılma dönemi dışsal olarak belirlenmiş ve 2001 yılının birinci çeyreğine kadar sıfır daha sonraki dönemler için bir değeri alan kukla değişken kullanılmıştır.

Tablo 3: İki Aşamalı EKK Sonuçları Kukla Değişken ile (Para Talebi ve GSGP)

$m_t^d = p_t + b_1 y_t + \gamma_1 d_1 y_t + b_2 \hat{L}_t + \gamma_2 d_1 \hat{L}_t + u_t$	Katsayı	\hat{b}_1	$\hat{\gamma}_1$	\hat{b}_2	$\hat{\gamma}_2$	
	Tahmin	1.469	-0.639	-0.00074	0.000741	
	T değeri	17.57	-8.3	-5.4	5.4	
$p_t = a_0 + a_1 p_t^* + a_2 e_t + \varphi_0 d_1 + \varphi_2 d_1 e_t + \varepsilon_t$	Katsayı	\hat{a}_0	$\hat{\varphi}_0$	\hat{a}_1	\hat{a}_2	$\hat{\varphi}_2$
	Tahmin	-12.06	0.221	3.5367	0.8617	-0.609
	T değeri	-17.38	5.49	22.36	96.26	-22.03

Not: Tabloda verilen t değerleri (para talebi denklemindeki faiz oranına ait katsayılar hariç) mutlak değer olarak 2,576 tablo değerinde büyük olduğu için katsayılar %1 seviyesinin üzerinde istatistiksel olarak anlamsız olduğu reddedilmektedir.

Yapısal kırılmanın dikkate alındığı modelin sonuçları Tablo 3’de verilmiştir. Birinci modelde sabit olmadığından dolayı kukla değişkenin kendisi modele dâhil edilmemiştir. Faiz ve reel milli gelirden yapısal değişiklik anlamlı çıkmıştır. İki aşamalı EKK sonuçlarına göre para talebinin gelir esnekliği 2001 krizinden önce 1,47 iken 2001 ekonomik krizinden sonra ortalama olarak 0,83 (1,47-0,64) bulunmuştur. Kırılmasız modelde ise bu katsayı yaklaşık birdir. O halde 2001 yılında yaşana ekonomik kriz ve sonrasında değişim için kukla değişken modele dâhil etmemek büyük bir hata gibi gözükmemektedir. Para talebinin faiz yarı esnekliği ise büyük ekonomik krizden önce -0,00074 iken kriz sonrasında ortalama olarak -0,000003 (-0,000744 + 0,000741) olarak tahmin edilmiştir. Yapısal kırılmayı içermeyen model ile karşılaştıracak olursak, kukla değişken kullanıldığında faiz oranının etkisi beste bir oranında azalmıştır.

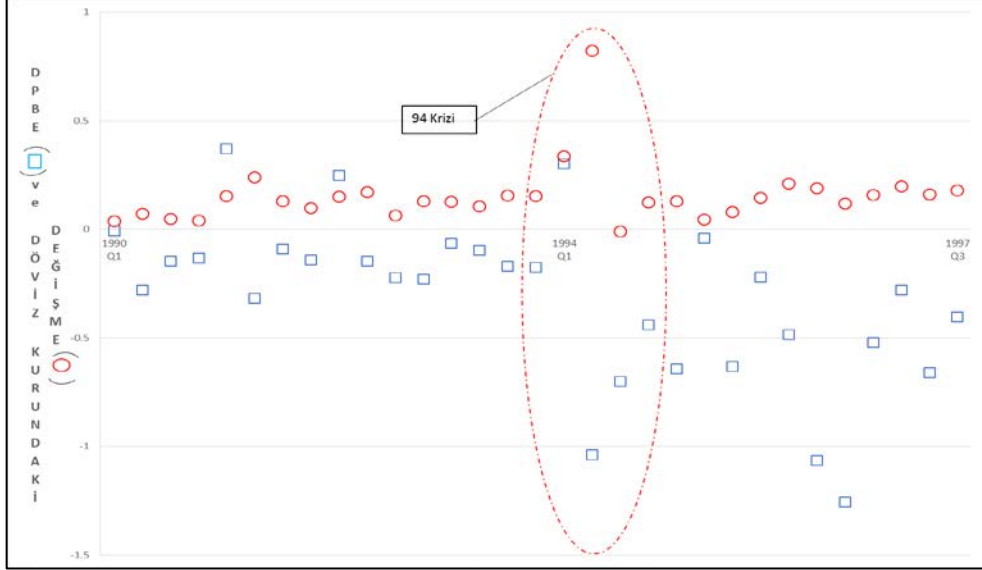
İkinci denklemde de iki aşamalı EKK yöntemi ile tahmin edilmiştir. Satın alma gücü paritesinde model sabit içerdiği için kukla değişkeninin kendisi de modele dâhil edilmiştir. Benzer şekilde görel satın alma gücü paritesi yaklaşımının sonuçlarında da farklılıklar tespit edilmiştir. Kırılmalı modelde dünya fiyatlarının etkisi veya ABD’de enflasyonun etkisi 3,4’den 3,54 yükselmiştir. Fakat döviz kurunun yurt içi fiyatlara etkisi 0,92 düzeyinden (0,8612-0,6099) 0,25 düzeyine gerilemiştir. Yani kırılmalı modelde döviz kuru %1 artarsa Türkiye’de fiyatların %0,25 artacağı anlamına gelmektedir. 2001 krizinden sonra ekonomik değişim yaşanmasının etkisi araştırıldığında ise ABD enflasyonunun Türkiye’de fiyatlara etkisinin daha çok olduğu tespit edilmiştir. Döviz kurunun fiyatlar üzerinde etkisi 2001 krizinden önce çok fazla iken 2001 krizinden sonra döviz kurunun yurtdışı fiyatlara etkisi neredeyse dörtte bir daha azdır.

DPB endeksini oluşturmak için gereken uluslararası rezervlerin döviz kuru esnekliğini hesaplamamız gerekmektedir. Fakat bu aşamada kukla değişken

kullandığımız için, bu esnekliği her iki dönem için ayrı ayrı hesaplayacağız. 2001 krizi öncesinde bu esneklik $-1,161 [-1/(-0,000744+0,861741)]$ iken 2001 ikinci çeyrek kukla değişkeninden sonra ise $-3,97 \{-1/[(-0,000744+0,000741)+(0,8617410 - 0,60985)]\}$ olarak hesaplanır.

$$\eta^{1990-2001}=-1,161 \text{ ve } \eta^{2001-2017}=-3,97$$

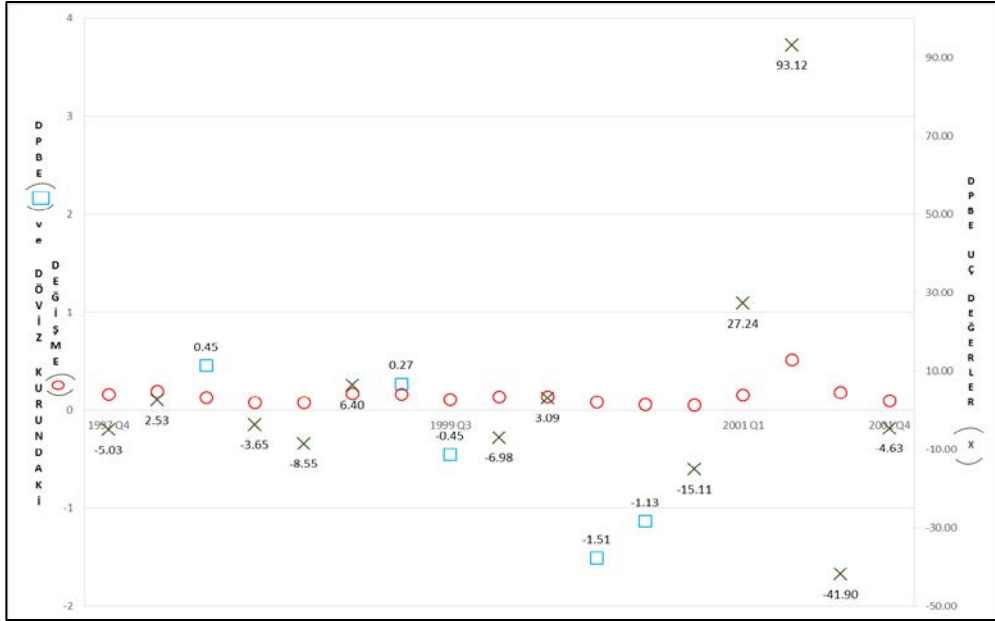
Grafik 3: DPBE (1990:01-1997:03 – Kırılmalı Model)



Not: Grafikte kareler DPBE'ni temsil etmektedir. Yuvarlaklar ise döviz kurundaki değişmeyi göstermektedir.

Bu analizimizde bazı dönemlerde elde edilen DPB endeksi değerleri ortalama olarak çok büyük farklılıklar gösterdiğinden dolayı bir önceki grafiksel gösterimden biraz farklılaşmaya gidilmiştir. Kırılmalı model grafiği üç alt döneme ayrılmıştır. 1994 krizini içeren 1990:02-1997:03 dönemini birinci alt dönemdir. 1994 krizine kadar Türkiye ekonomisinde TL'nin değer kazanması yönünde baskı varken bu dönemde döviz kurunda hafif yükselmeler meydana gelmiştir. Bu dönemde sadece 1991 ve 1992 yıllarının birinci çeyreklerinde TL'nin değer kaybetmesi yönünde baskı vardır. 1994 krizinden önce DPBE 0,3 düzeyine ve aynı dönemde kurdaki değişiklikte benzer orandadır. Yani dövizdeki fazla talep kurdaki değişme ile karşılanmıştır. Devalüasyon ile birlikte döviz kuru artışı yönündeki baskı tersine dönmüştür. Bu dönemden sonra 1997'nin son çeyreğine kadar döviz piyasasında TL'nin değer kazanması yönünde bir baskı vardır ve ortalama bu baskı 0,6 düzeyindedir.

Kukla değişken olmayan modelin sonuçları ile karşılaştırdığımızda 1994 krizine kadar döviz piyasası baskı endeksinin büyüklüğünde çok fazla bir değişiklik olmamıştır. Bir önceki sonuçtaki gibi TL'nin değer kazanması yönünde baskılar daha fazladır. Hatta kırılmalı modelde TL'nin değer kaybetmesi yönünde oluşan baskı dönemi sayısı 8'den 2'ye düşmüştür.

Grafik 4: DPBE (1997:04-2001:04 – Kırılmalı Model)

Not: Grafikte kareler DPBE'ni temsil etmektedir. X işareti ile gösterilenler ise aşırı (uç) değerli DPBE'dir ve eksenin sağ tarafına göre değer verilmiştir. Yuvarlaklar ise döviz kurundaki değişmeyi göstermektedir.

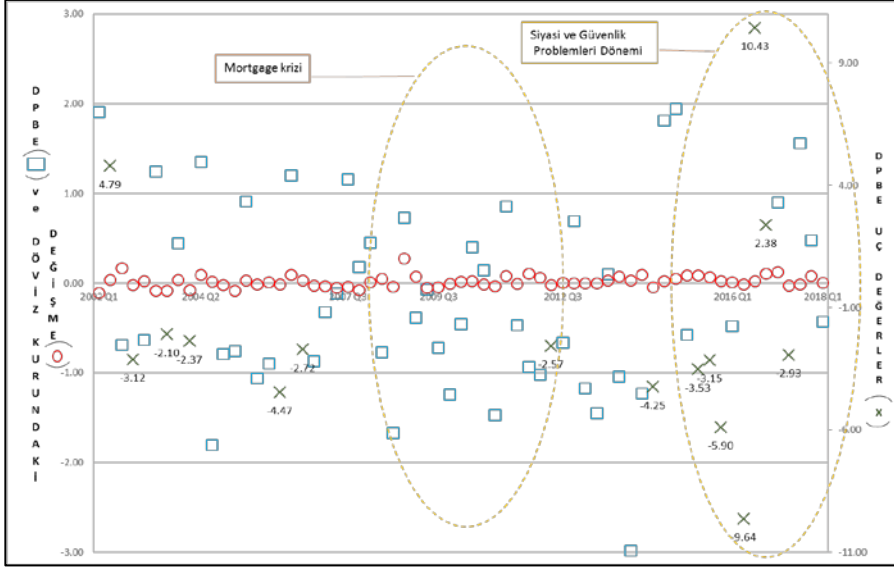
İkinci alt dönem ise üç önemli ekonomik olayı kapsamaktadır. Güneydoğu Asya, 1999 ve 2001 ekonomik krizlerinin analizi Grafik 4 üzerinden yapılacaktır. Bu grafikte hem uluslararası ekonomik kriz hem de Türkiye'de yaşanan ekonomik sıkıntıların yer aldığı 1998-2001 dönemindeki DPB endeksi değerlerine yer verilmiştir. Bu dönemde DBP endeksinin oldukça yükseldiği ve bununda Türkiye ekonomisini çıkmaza soktuğu söylenebilir. Bu dönemde sadece dört çeyrekte TL'nin değer kaybetmesi yönünde baskı varken, döviz kurunda ortalama olarak %15 düzeyinde yükseliş meydana gelmiştir. Merkez bankası bu dönemde TL'nin değer kazanmasını engellemiş gözükmektedir. Döviz piyasasındaki baskının çoğu rezervler tarafından giderildiğini söylemek yanlış olmayacaktır.

Özellikle 2001 krizinden iki dönem önce DPB endeksinde 15 kat artış gerçekleşmiştir. Daha sonra 21 ve 93 seviyelerine ulaşmıştır. Devalüasyonun etkisiyle negatif olmuştur. 2001'in son çeyreğinde ise döviz piyasasında oluşan baskıda dikkate değer düşüş yaşanmıştır. Buradaki temel unsur tam dalgalanma sistemine geçilmesi sonucu, döviz kurunun 2001 krizinden sonra çoğunlukla döviz arz ve talebi tarafından belirlenmesinden kaynaklandığını söylemek yanlış olmayacaktır.

Bir önceki yani kukla değişken içermeyen model ile karşılaştırıldığında Güney doğu Asya krizi dönemi için DPB endeksi değerlerinin çok az bir artışın olduğu göze çarpmaktadır. Bu yüzden kukla değişkenin çok fazla etkili olduğu söylenmez. Fakat 2001 yılındaki kriz ve öncesindeki birkaç çeyrekteki değerleri karşılaştırdığımızda bu dönemde kırılmalı modelin döviz piyasasında çok daha fazla

baskı olduğunu ortaya koymuştur. Kırılnalı model bir önceki model gibi 2001 yılında ve 1999 yılında yaşanan ekonomik krizler öncesinde DPB endeksi değerlerinin dalgalanma boyutunda artış yaşanmıştır. Yani endeks değerlerinin dalgalanma boyutu artışı döviz piyasasında sıkıntıların başladığını göstermektedir.

Grafik 5: DPBE (2002:01-2018:01 – Kırılnalı Model)



Not: Grafikte kareler DPBE'yi temsil etmektedir. X işareti ile gösterilenler ise aşırı (uç) değerli DPBE'lerdir ve eksenin sağ tarafına göre değer verilmiştir. Yuvarlaklar ise döviz kurundaki değişmeyi göstermektedir.

Son grafikte ise 2002 yılından sonraki DPB endeks değerlerini içermektedir. Döviz piyasasının serbestleşmesi sonucu döviz kurunun çoğunlukla döviz arz ve talebi tarafından belirlenmesi döviz piyasasındaki baskıyı azaltmıştır. 2007-2009 Mortgage ve 2010 Avrupa borç krizlerine rağmen Türkiye'de döviz piyasasındaki baskı oldukça düşük düzeyde kalmıştır. Bazı dönemlerde döviz kurunda artış bazı dönemlerde TL'nin değerinde artış yönünde baskılar olmasına rağmen bu baskı düzeyi genellikle 2 ile -2 düzeyi arasında gerçekleşmiştir.

2015 yılının üçüncü çeyreğinden itibaren DPB endeksinin değeri 2'nin üzerine çıkmıştır. 2016 yılının üçüncü çeyreğinde -9,6'ya ulaşırken aynı yılın son çeyreğinde 10.4 olmuştur. Daha sonra siyasi ve güvenlik problemlerinin çözülmesi ile endeks değerinde ciddi düşüş yaşanmıştır. Özellikle 2017'nin son çeyreği ve 2018'in ilk çeyreğinde döviz piyasasında baskının oldukça düşük olduğunu söylemek yanlış olmayacaktır. Örneğin, DBP endeksi 2017 yılının son çeyreğinde 0,47 iken döviz kuru ortalama olarak %7 yükselmiştir. Döviz piyasasında talep fazlası kurdaki değişme ile giderilmiştir.

Bir önceki model ile karşılaştırıldığında kırılnalı modelden elde edilen endeks değerlerinde artış yaşanmıştır. Yani bu model 2001 krizinden sonra döviz piyasasında daha fazla baskı olduğuna dair deliller sunmaktadır. Aslında 2001 krizinden sonra dalgalı kura geçilmesinden dolayı DBPE değerlerinde azalma

yaşanması teorik olarak beklenmektedir. Kırılmalı model ilk modele göre Türkiye ekonomisinde daha az döviz piyasası baskısı olduğu yönünde teorik beklentilerin aksi yönünde sonuçlar vermiştir. Bunun temel nedeni ise Türkiye'nin yüksek cari açığı ve kamu borcu yüzünden ekonomisinin kırılgan bir yapı olmasından kaynaklandığını söylemek yanlış olmayacaktır. Özellikle FED tahvil alımını azaltacağını açıklamasından sonra Türkiye dahil birçok gelişmekte olan ülkelerde döviz piyasalarında ciddi dalgalanmalar olduğundan dolayı gelişmekte olan ülkelerin merkez bankaları faiz oranları ile döviz piyasasındaki baskıyı azaltmaya çalışmıştır.

SONUÇ

Ülkelerin birçoğu serbest kur rejimini uygulamasına rağmen Merkez Bankaları, döviz piyasasına çeşitli nedenlerden dolayı müdahalelerde bulunmaktadır. Merkez bankalarının dolaylı veya doğrudan döviz piyasasına çeşitli araçlar vasıtasıyla döviz piyasasındaki fazla talebi veya arzı etkilemektedirler. Bu gibi durumlarda döviz kuru doğrudan piyasa tarafından belirlenmemektedir. Literatürde DPB endeksi olarak adlandırılan yaklaşım, eğer merkez bankalarının müdahalesi olmasaydı, döviz kurunda yaşanabilecek değişimin ne olacağı sorusuna cevap vermektedir.

DPB endeksi, Weymark'ın geliştirdiği model esas alınarak Türkiye için 1990-2018 dönemi kapsayacak şekilde oluşturulmuştur. Endeksin katsayıları tahmin edilirken iki aşamalı en küçük kareler yöntemi kullanılmıştır. Türkiye'de 2001 krizinden sonra döviz kuru sistemi değiştiği için ayrıca kırılmalı model de tahmin edilmiştir. Serilerde kırılmanın ihmal edildiği modelin sonuçlarına göre 1990'lı yılların başlarında döviz piyasasında çok fazla baskı yoktur. 1994 ve 2001 ekonomik krizleri ile Güneydoğu Asya ülkelerinde yaşanan krizlerden önce döviz piyasasında hem TL'nin değer kazanması hem de değer kaybetmesi yönünde baskıların arttığı gözlemlenmiştir. Ayrıca 2008 küresel finansal kriz öncesinde de endeks değerinde dalgalanmalar yaşanmıştır.

DPB endeksinin yapısal kırılmalı modeline ait sonuçlarda elde edilen katsayı tahminleri, teorik beklentiler ile daha uyumlu olduğu tespit edilmiştir. Bu katsayılar ile hesaplanan DPBE genel olarak kırılmanın ihmal edildiği modele göre döviz piyasasındaki baskının daha fazla olduğu yönünde kanıtlar ortaya koymuştur. Fakat 2001 yılından sonra tam dalgalı döviz kuru sistemine geçişle döviz kuru çoğunlukla, döviz piyasasındaki fazla arz veya talep tarafından giderildiği için DPB endeksinde düşüş yaşanmıştır. Bu dönemde Türkiye ekonomisini etkileyen ekonomik krizlerden ve siyasi olumsuzluklardan birkaç dönem önce endeksin dalgalanma boyutunun arttığı gözlemlenmiş ve sıkıntıların baş gösterdiği dönemde en yüksek değerlere ulaşmıştır. Bu yüzden TCMB, bu endeksi takip ederek ekonomide olması muhtemel sıkıntıları önceden tespit edip, daha etkili önlemler alıp, politika etkinliğini arttırabilir.

KAYNAKÇA

- Aizenman, J. ve Binici M. (2016). Exchange market pressure in oecd and emerging economies: domestic vs. external factors and capital flows in the old and new normal, *Journal of International Money and Finance*, 66, 65-87.
- Akçoraoğlu, A. (2000). An analysis of exchange market pressure and monetary policy: evidence from Turkey, *G.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(4), 61-74
- Arrau, P., De Gregorio J., Reinhart C.M, ve Wickham P. (1995). The demand for money in developing countries: assessing the role of financial innovation, *Journal of Development Economics*, 46(2), 317-340.
- Benati, L., Lucas Jr, R. E., Nicolini, J. P., ve Weber, W. (2016). International evidence on long run money demand, *National Bureau of Economic Research*, No. w22475
- Bielecki, S. (2005). Exchange market pressure and domestic credit evidence from Poland, *The Poznan University of Economics Review*, 5(1), 20-36.
- Burdekin, R. C. K. ve Burkett P. (1990). A re-examination of the monetary model of exchange market pressure: Canada 1963-1988, *The Review of Economics and Statistics*, 72(4), 677-681.
- Burkett, P. ve Richards D. G. (1993). Exchange market pressure in paraguay, 1963–88: monetary disequilibrium versus global and regional dependency, *Applied Economics*, 25(8), 1053-1063.
- Cagan, P. (1956). The monetary dynamics of hyperinflation, in M.Friedman (Eds.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, (s. 25-37). Chicago: Univesity of Chicago Press, 25-117.
- Connolly, M. ve Da Silveira, J. D. (1979). Exchange market pressure in postwar Brazil: An application of the Girton-Roper monetary model, *The American Economic Review*, 69(3), 448-454..
- Çetintaş, H. ve Vergil, H. (2003). Türkiye'de kayıtdışı ekonominin tahmini, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4(1), 15-30.
- Dayı, F. ve Akdemir, E. (2016). Döviz piyasası baskısı modellerinin yapay sinir ağı ile mukayesesi: Türkiye uygulaması, *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 8 (15), 151, 168.
- Dougherty, C. (2007). *Introduction to Econometrics*, Third Edition, Oxford University Press,
- Eichengreen, B., Rose, A. K., ve Wyplosz, C. (1996). Contagious currency crises (No. w5681). *National Bureau of Economic Research*.

- Girton, L. ve Roper, D. (1977). A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience, *The American Economic Review*, 537-548.
- Göksu, G., Kadioğlu, E., Küçükkocaoğlu, G., ve Board, C. M. (2015). Predicting crises in Turkey using an exchange market pressure model and four-way decomposition analysis of gross capital flows, *International Business Research*, 8(11), 26.
- Gregory, A. W. ve Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of econometrics*, 70(1), 99-126.
- Feridun, M. (2009). Determinants of exchange market pressure in Turkey: An econometric investigation, *Emerging Markets Finance and Trade*, 45(2), 65-81.
- Iwata, S., ve Tanner, E. (2007). Pick your poison: the exchange rate regime and capital account volatility in emerging markets, *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, 57(7-8), 363-381.
- Kaminsky, G., Lizondo, S., ve Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises, *Staff Papers*, 45(1), 1-48.
- Katircioglu, S. T., & Feridun, M. (2011). Do macroeconomic fundamentals affect exchange market pressure? Evidence from bounds testing approach for Turkey, *Applied Economics Letters*, 18(3), 295-300.
- Kaya, E. ve Köksal, Y. (2018). Döviz piyasası baskısı ve menkul kıymet piyasaları etkileşimi: bıst 100 üzerine bir inceleme, *Journal of Economics & Administrative Sciences/Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(2), 21-35.
- Kim, I. (1985). Exchange market pressure in Korean: an application of the Girton-Roper monetary model: note, *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(2), 258-263.
- Klaassen, F. ve Jager, H. (2011). Definition-consistent measurement of exchange market pressure, *Journal of International Money and Finance*, 30(1), 74-95.
- Kumah, F.Y. (2007). A markow-switching approach to measuring exchange market pressure, *IMF Working Papers*, WP/07/242
- Li, J. (2012). A monetary approach to the exchange market pressure index under capital control, *Applied Economics Letters*, 19(13), 1305-1309.
- Lucas Jr, R. E. (1988, January). Money demand in the United States: A quantitative review, *In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 29, pp. 137-167). North-Holland.

- Mark, N. C. (2000). *International macroeconomics and finance theory and empirical methods*, Blackwell Publisher.
- Modeste, N. C. (1981). Exchange market pressure during the 1970s in Argentina: an application of the Girton-Roper monetary model: a note, *Journal of Money, Credit and Banking*, 13(2), 234-240.
- Parlaktuna. I. (2005). Exchange market pressure in Turkey 1993–2004: an application of the girton-roper monetary model, *International Economic Journal*, 19(1), 51-62.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Sachs, J., Tornell, A., ve Velasco, A. (1996). Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995 (No. w5576), National Bureau Of Economic Research.
- Spolander, M. (1999). Measuring exchange market pressure and central bank intervention, Bank of Finland Studies Working Paper No. E, 17.
- Stavarek, D. (2006). Estimation of the exchange market pressure in the EU4 countries: A model-dependent approach, *Investment Management and Financial Innovations*, 4(3), 80-94.
- Tanner, E. (2000). Exchange market pressure and monetary policy: Asia and Latin America in the 1990s, *IMF Staff papers*, 47(3), 311-333.
- Tanner, E. (2002). Exchange market pressure, currency crises, and monetary policy: Additional evidence from emerging markets (No. 2002-14). *IMF Working Paper WP02/14*.
- Uğurlu, E. ve Aksoy, E. E. (2017). 2008 Krizi Döneminde Türkiye'de Döviz Piyasası Baskısının İncelenmesi: Mevsimsel Eşbütünlüşme Analizi, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 54(633), 9-26.
- Weymark, D. N. (1995). Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada, *Journal of International Economics*, 39(3-4), 273-295.
- Weymark, D. N. (1997). Measuring Exchange Market Pressure and Intervention in Interdependent Economies: A Two Country Model, *Review of International Economics*, 5(1), 72-82.
- Weymark, Diana N.; (1998), "A General Approach to Measuring Exchange Market Pressure", *Oxford Economic Papers*, 50 (1), ss. 106-121
- Yorgancılar F. N. ve Soydal H. (2016). Analysis of exchange market pressure index with the selected data: case of Turkey, *Sosyal Bilimler Dergisi (The Journal of Social Sciences)*, 3(6), 409-438

EKLER

Tablo 4’de hem Genelleştirilmiş Dikey Fuller (ADF) hem de Phillips Perron testlerinin sonuçları yer almaktadır. D ile başlayan değişken isimlerinde, D harfi ilgili serinin birinci farkının alındığını göstermektedir. Birim kök testlerinin sonuçlarına göre Türkiye’ye ait değişkenlerin tümü düzeyde birim kök içermektedir. Yani bu değişkenler durağan değildir. Fakat bu değişkenlerin birinci farkları alındığında serilerin tümünün birim kök içermediği sonucuna ulaşırız. Serilerin birinci farkı durağandır. Bu seriler birinci dereceden bütünlüktür.

Tablo 4: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF			
	Gecikme (2)		Gecikme (8)	
	C	T&C	C	T&C
RGDP	5.02	5.02	2.745	2.745
FAİZ	5.02	5.02	2.745	2.745
CPİ	3.85	3.85	1.168	1.168
RM1	2.09	2.09	1.439	1.439
E	1.78	1.78	0.814	0.814
USAFİZ	-2.91***	-2.91***	-1.75***	-1.75***
USACPI	-0.76***	-0.76***	-0.21***	-0.21***
D(RGDP)	-12.76***	-12.76***	2.37	2.373
D(FAİZ)	-12.76***	-12.76***	2.37	2.37
D(CPI)	-2.62***	-2.62***	-0.78***	-0.78***
D(RM1)	-6.30***	-6.30***	-2.14***	-2.14***
D(E)	-5.63***	-5.63***	-2.14***	-2.14***
D(USAFİZ)	-3.20***	-3.20***	-3.89***	-3.89***
D(USACPI)	-6.53***	-6.53***	-3.74***	-3.74***
Değişken	Phillips PERRON			
	Gecikme (2)		Gecikme (8)	
	C	T&C	C	T&C
RGDP	2.601	4.324	-0.623	-0.352
FAİZ	2.601	4.324	-0.623	-0.352
CPİ	6.487	4.592	-0.674	-0.87
RM1	2.225	2.621	-1.163	-1.063
E	1.951	1.837	-0.53	-0.725
USAFİZ	-2.108	-2.266	-2.137	-2.71
USACPI	-0.707	-0.755	-2.588	-2.694
D(RGDP)	-11.79***	-11.73***	-13.05***	-16.19***
D(FAİZ)	-11.79***	-11.72***	-13.05***	-16.19***
D(CPI)	-5.91***	-7.11***	-8.70***	-9.49***
D(RM1)	-11.91***	-11.88***	-12.90***	-13.58***
D(E)	-8.26***	-8.39***	-8.57***	-8.57***
D(USAFİZ)	-4.72***	-4.99***	-4.81***	-5.08***
D(USACPI)	-8.93***	-9.04***	-8.88***	-8.98***

Not: ADF testi için kritik değerler %1, %5 ve %10 için sırası ile -3.506, -2.889, -2.579’dir. *** işareti %10 seviyesinde, ** ise %5 seviyesinde ve * ise %1 seviyesinde serilerin birim kök içerdiği boş hipotezi reddedilemediği anlamına gelmektedir.

ABD verilerinde ise ADF sonuçlarına göre hem faiz oranları hem de tüketici fiyat endeksi durağan iken Phillip Perron testine göre ise birim kök içerdiği

yönündedir. İki test sonucu birbirini desteklememektedir. Bu yüzden serilerin durağan olduğunu kabul edecek yeterli istatistikî kanıtı ulaşılamamıştır ve dolayısıyla bu serilerin de durağan olmadığını söylemek yanlış olmayacaktır. Her iki ABD verisinin birinci farkı alındığında ise, bu seriler için de birim kök içeren boş hipotezin istatistikî olarak reddedildiği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 5'te ise eşbütünleşme sonuçları yer almaktadır. Tablonun solunda Johansen testinin iz değerleri yer alırken, sağ tarafında ise eşbütünleşme sonuçları bazı bilgi kriterlerine göre verilmiştir. Hem para talebi denklemi hem de görelî satın alma gücü hipotezi denklemi iz istatistiğine göre en fazla bir adet eşbütünleşme vektörünün var olduğunu göstermektedir. Para talebi denklemi Hannan Quinn bilgi kriterine göre iki, Schwarz bilgi kriterine göre ise bir eşbütünleşme vektörüne sahiptir. Görelî satın alma gücü hipotezi denklemi her iki bilgi kriterine göre bir adet eşbütünleşme vektörüne sahiptir. Bu yüzden değişkenler durağan olmasa bile uzun dönemde birbirine yakınsadığı veya dengeye doğru hareket ettiği için tahmin istatistiklerinin geçerli olacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 5: Johansen Eşbütünleşme Testi

En Yüksek Matris Derecesi	Öz Değer	İz İstatistiği	Kritik Değer	Öz Değer	SBIC	HQIC	AIC
$m_t^d = p_t + b_1 y_t + b_2 \hat{u}_t + u_t$							
0	.	58.08	24.31	21.66	21.53	21.44	
1	0.34	11.68*	12.53	0.34	21.45*	21.25	21.11
2	0.09	0.57	3.84	0.09	21.48	21.24*	21.07
3	0.01			0.01	21.52	21.26	21.08
$m_t^d = p_t + b_1 y_t + b_2 \hat{u}_t + u_t$							
0	.	60.22	29.68	-13.07	-13.25	-13.36	
1	0.37	8.10*	15.41	0.37	-13.32*	-13.57*	-13.74
2.	0.06	1.58	3.76	0.06	-13.26	-13.55	-13.74
3	0.01			0.01	-13.23	-13.53	-13.74

Not: Tabloda yer alan * işareti ilgili matris derecesi uzun dönemli eşbütünleşme vektörünün sayısını göstermektedir. Uzun dönemli ilişkinin varlığı için yani serilerin eşbütünleşik olduğunu kabul etmek için en az bir adet eşbütünleşme vektörünün varlığı gerekmektedir.

Tablo 6: Perron Kırılmalı birim kök testi (Kırılma: 2001 1.Çeyrek)

Değişken	Sabit	Sabit ve Trend	Değişken	Sabit	Sabit ve Trend
	Test Değeri	Test Değeri		Test Değeri	Test Değeri
RGDP	2.64***	-3.41**	E	1.70***	-0.01***
RM1	0.99***	-3.48**	CPI	1.53***	0.07***
FAİZ	1.71***	3.23***			

Not: * Sabit model için kritik değerler %1, %5 ve %10 için sırası ile -4.34, -3.72, -3.44 iken Sabit ve trend modeli için kritik değerler -4.81, -4.22, -3.95'dir.

Tablo 6'da Perron (1989) birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Çalışmada kırılma zamanı dışsal belirlendiğinden dolayı Perron birim kök testi

seçilmiştir. Bu kırılmalı birim kök testinin avantajı, kırılma yılı dışsal olarak istediğimiz herhangi bir dönemi alabiliyoruz. Model tahmin edilirken kırılma zamanı 2001 yılının birinci çeyreği olduğu için bu birim kök testi için de aynı dönem seçilmiştir. Perron birim kök testi sonuçlarına göre serilerin düzeyde birim kök içerdiği tespit edilmiştir.

Tablo 7: Gregory Hansen Eşbütünleşme Testi

Kırılma Türü	Test İstatistiği	Reel Para Talebi	Görelî Satın Alma Gücü Hipotez	Kritik Değer %1	Kritik Değer %5	Kritik Değer %10
Sabit	Zt	-8.05	-4.95	-5.44	-4.92	-4.69
	Za	-80.92	-47.85	-57.01	-46.98	-42.49
Trend	Zt	-7.77	-5.92	-5.8	-5.29	-5.03
	Za	-78.59	-58.18	-64.77	-53.92	-48.94
Sabit & Trend	Zt	-7.59	-5.99	-6.45	-5.96	-5.72
	Za	-74.95	-74.48	-79.65	-68.43	-63.1

Tablo 7’de ise kırılmalı eşbütünleşme testi yer almaktadır. Kırılmalı eşbütünleşme testi için Gregory ve Hansen (1996) yılında geliştirdikleri eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Kırılmalı eşbütünleşme testi sadece sabitte kırılma, trendde kırılma ve hem sabit hem de trendde kırılma olarak ün ayrı model için test sonuçları elde edilmiştir. Tüm test sonuçlarına göre hem reel para talebi denklemi hem de satın alma gücü hipotezi denklemi için sırası ile %1 ve %5 düzeylerinde eşbütünleşmenin var olmadığını ileri süren boş hipotez reddedilmektedir. Yani bu kırılma durumunda dahi seriler arasındaki eşbütünleşme var olduğunu yönünde istatistiki sonuçlara ulaşılmıştır.