

Türkiye’de döviz kuru dinamiklerinin belirlenmesinde parasalcı yaklaşım ve eşbütünleşme yöntemiyle sına*

Fikret Dülger

Çukurova Üniversitesi, İktisat Bölümü, Yüreğir, Adana 01322

Mehmet Fatih Cin

Çukurova Üniversitesi, İktisat Bölümü, Yüreğir, Adana 01322

Özet

Bu çalışmada, 1986:01-1999:12 dönemi Türkiye ekonomisi incelenerek, nominal döviz kurunun belirlenmesinde “Parasalcı Döviz Kuru Modeli” Johansen eşbütünleşme yöntemi kullanılarak tahmin edilmektedir. Tahmin sonuçlarına göre, nominal döviz kuru, görelî para arzı, görelî gelir düzeyi, görelî faiz ve görelî fiyat düzeyi değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı veri seti tarafından desteklenmektedir. Bu değişkenler durağan değilken serilerin doğrusal bileşiminin durağan bir sürece sahip oldukları belirlenmiştir. “Parasalcı” modelin beklentisinin tersine, görelî para arzı değişkeni içseldir. Satın Alma Gücü Hipotezi (Purchasing Power Parity (PPP)) desteklenirken, Garantisiz Faiz Oranı Hipotezi (Uncovered Interest Rate Parity (UIP)) veri seti tarafından desteklenmemektedir.

1. Giriş

Bretton Woods sistemindeki sabit döviz kurunun 1970’lerin başlarında çökmesiyle birlikte, döviz kurunun belirlenmesinde modern araştırmalar dönemi başlamış ve parasalcı modeller iktisat literatürüne hakim olmuştur (De Jong, 1997; Groen, 1998). Bu modeller, Mundell-

* Görüş ve değerlendirmeleri ile katkılarını bizden esirgemeyen Prof. Dr. Mahir Fisunoğlu, Prof. Dr. Erhan Yıldırım ve Prof. Dr. Altan Çabuk’a teşekkürü bir borç biliriz. Çalışmadaki muhtemel hata ve eksikliklerin sorumluluğu yalnızca yazarlarına ait olacaktır.

Fleming yaklaşımına dayanmakta ve tam sermaye serbestliği varsayımından çıkarılan sonuçlar uygulamalı çalışmalara konu olmaktadır. Esnek döviz kurunun uygulandığı 1973 sonrası döneme uzun dönemli ilişki (eş-bütünleşme analizi) açısından bakan çok sayıda çalışma bulunmaktadır (Papell, 1997; Alba ve Papell, 1998). Bu çalışmalar nominal döviz kurunun belirlenmesinde genellikle görelî fiyatları esas alan ve gelişmiş ülkeleri kapsayan çalışmalar şeklinde olmaktadır (Frankel, 1979; Meese ve Rogoff, 1983; MacDonald, 1997) ve yeni teorik yaklaşımların geliştirilmesinden çok, zaman serisi modellerinin yardımıyla yapılan ampirik çalışmalar şeklinde gerçekleşmektedir.¹

Yapılan ampirik çalışmaların yoğunlaştığı alanlar; (a) uygun örnekleme dayalı yapısal modellerin başarılı bir şekilde kullanılması (b) döviz kurunun belirlenmesinde eşbütünleşme ilişkisine dayalı bulguların azlığı ve (c) parametre tahminleri ve işaretlerin yönünün anlamlılığına dayanmaktadır (Goldberg ve Frydman, 1996).

Döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan parasalcı model, görelî fiyatlar dışında, faiz oranı, gelir düzeyi ve para arzını dikkate alan ve bu değişkenlerin etkisini ve yönünü farklı biçimlerde açıklayan yaklaşımlarla güçlendirilmiş bulunmaktadır. Bu çalışmalar; Hooper ve Morton (1982) (HM Modeli), Dornbusch (1976) ve Frankel (1979) (DF Modeli) ve Frenkel (1976) ve Bilson (1978, 1979) (FB Modeli) şeklinde ele alınmaktadır.

Türkiye ekonomisinde döviz kurunun belirlenmesine yönelik yapılan çalışmalar ise oldukça sınırlı sayıdadır. Ayrıca bu çalışmalar farklı dönemleri incelediklerinden birbirlerini sınyacak çalışmalar olmaktan uzak bir içerik göstermektedir. Bu çalışmalardan Telatar ve Kazdağlı (1998), 1980:10-1993:10 dönemini incelemiş ve PPP hipotezini, Türkiye ile Almanya, Fransa, İngiltere, ve ABD gibi önemli ticaret ortakları arasında sınamaktadır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, Türkiye ve ticaret ortakları arasında döviz kuru ve fiyat ilişkisini destekleyecek uzun dönemli bir ilişki elde edilememiştir. Salehizadel ve Taylor (1999), ABD ve gelişmekte olan 27 ülke için 1951-1994 dönemini kapsayan çalışmalarında, Türkiye için PPP hipotezini destekleyen bulgular elde edememişlerdir. Temurlenk (1999) ise, Türkiye ve önemli ticaret ortakları arasında hem sabit hem de esnek döviz kuru sistemlerini içeren çalışmasında, 1973-80 arası aylık verileri kullanarak PPP hipotezini kabul etmiş ve 1980 sonrası dönemi esnek döviz kuru sisteminin uygulandığı dönem kabul ederek PPP hipotezini reddetmiştir. Metin (1995) çalışmasında, 1948-1988 dönemini incelemiş ve hem 1980 öncesi hem de 1980 sonrası için PPP hipotezini reddetmiştir. Kesriyeli (1994) ise, 1980

¹ Bu çalışmalardan bazıları için bk. Cumby ve Obstfeld (1981), Hoffman ve Schlagenhauf (1985), Johansen ve Juselius (1992), Juselius (1995), Camerero ve Tamarit (1996), Diamandis ve Kouretas (1996), Husted ve MacDonald (1998), Huisman vd. (1998), Cheng (1999), MacDonald ve Nagayasu (1999), Aggarwal vd. (2000), Christensen (2000), Goldberg (2000), Ogaki ve Santaella (2000), Hwang (2001).

sonrası Türkiye ve ABD ekonomileri için aylık verileri kullanarak yaptığı çalışmada Fisher ve UIP hipotezini Johansen eşbütünleşme yöntemine dayanarak sınamayı amaçlamaktadır. 1980 sonrası dönem için her iki hipotezi de destekler bulgular elde etmiştir.

Bu çalışmada ise, Türk Lirası ve ABD Doları arasında döviz kurunun belirlenmesine yönelik parasalcı modelin açıklama gücünün uzun dönem Johansen eşbütünleşme yöntemiyle sınanması amaçlanmaktadır. Döviz kurunun belirlenmesinde ileri sürülen PPP ve UIP hipotezlerinin uzun dönemli ilişkisini 5 değişkenli VAR modeli çerçevesinde ele almak çalışmamızın önemli bir yönünü oluşturacaktır.

Çalışmada kullanılan veriler birim kök içeren zaman serileridir. Dolayısıyla, döviz kurunun belirlenmesinde parasalcı modelin Johansen (1988, 1991) ve Johansen ve Juselius (1990, 1992) tarafından geliştirilen eşbütünleşme yöntemi çerçevesinde tahmin edilmesi mümkün olmaktadır. Ayrıca bu inceleme çerçevesinde çeşitli hipotezlerle kısıtlanmış modeller de sınanabilmektedir. Bu bağlamda, PPP ve UIP hipotezleri de çalışmamızda sınanmış olmaktadır. Eşbütünleşme sınaması sonuçları, nominal döviz kuru, görece para arzı, gelir düzeyi ve fiyat düzeyi farkları arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Diğer bir ifadeyle bu değişkenlerin, durağan değilken doğrusal bileşiminin durağan olduğu ve uzun dönemde birlikte hareket ettikleri sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmada kullanılan veriler 1986:01-1999:12 dönemini kapsamaktadır. Türkiye ekonomisi için ilgili dönem ayarlanabilir döviz kuru sistemine geçilmiş olduğu ve faiz oranlarının belirlenmesinin Bankalar Arası Para Piyasasına bırakılmaya başlandığı dönemi kapsamaktadır. Yülek (1998), faiz oranlarının serbest olduğu bir dönüm noktasının olmadığını, daha az liberal ya da daha çok liberal dönemden bahsedilebileceğini belirtmektedir. Bu bağlam ve veri kısıtı altında, faiz oranlarında liberal dönem olarak Bankalar Arası Para Piyasasının başlangıcı temel alınmıştır. Çalışmada kullanılan verilerin kaynağı ve tanımı Ek 1'de verilmektedir.

Çalışma, giriş bölümüyle birlikte dört bölüme ayrılmıştır. İkinci bölümde, Frankel (1979) çalışması esas alınarak teorik açıklamalar yapılmakta, üçüncü bölümde, kullanılan değişkenlerin zaman serisi özellikleri ve ekonometrik uygulamalarda kullanılan yöntem ve ampirik bulgular yer almaktadır. Dördüncü ve son bölümde ise, eşbütünleşme analizinden elde edilen bulgulara yer verilmektedir.

2. Döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan parasalcı model

Döviz kurunun belirlenmesi çabaları 1980'lerden sonra üç temel yaklaşımın ampirik çalışmalarda kullanılmasıyla kendisini göstermektedir (Frankel ve Rose, 1994). Birincisi ve en geniş şekilde kullanılan yaklaşım

dalgalı döviz kurunun belirlenmesine yönelmekte, ikincisi, garantisiz faiz oranı paritesi ve döviz kuru piyasasının etkinliğini ele almakta ve üçüncüsü, yönetimli dalgalı döviz kuru (managed floating exchange rate) niteliğinin belirlenmesine yönelik çalışmalarda yoğunlaşmaktadır².

Parasalıcı modeli açıklayan yaklaşımlar ise, özellikle döviz kuru ve faiz oranı ilişkisi açısından önemli farklılıklar göstermektedir. Bu yaklaşımlar esnek fiyat modeli ve katı fiyat modeli olarak ikiye ayrılmaktadır (Frankel, 1979). Bunlardan esnek fiyat modeli “Chicago” teorisi olarak adlandırılmakta ve döviz kuruyla nominal faiz oranı farklılığı arasında pozitif bir ilişki öngörmektedir. Süreç, fiyatların tam esnek ve sermayenin tam serbest olduğu varsayımı altında işlemektedir. Bu yaklaşıma göre, nominal faiz oranındaki değişimler beklenen enflasyon oranındaki değişimi yansıtacaktır. Yurt içi faiz oranı yabancı faiz oranına göre artarsa, ulusal paranın enflasyon olacak şekilde değer kaybetmesi ve ulusal paranın yabancı para karşısında değer yitirmesi söz konusu olacaktır. Ulusal paraya olan talep, yabancı paraya göre nispi olarak düşecek ve bunun sonucunda ulusal paranın değer yitirmesi anında gerçekleşecektir. Yabancı para cinsinden tanımlanan döviz kuru yükselecek ve sonuçta döviz kuru-nominal faiz oranı farkı arasında pozitif bir ilişki gerçekleşecektir.

Katı fiyat modeli ise, “Keynezyen” teori olarak adlandırılan ve fiyatların katılığı varsayımı altında işleyen, kısa dönemli bir model olarak adlandırılmaktadır. Bu varsayımın sonucunda, nominal faiz oranındaki değişiklikler sıkı para politikasındaki değişimi yansıtacak, yurt içi faiz oranı yurt dışı faiz oranına göre artarsa, fiyatlarda bir düşme olmaksızın yurt içi para arzı yurt içi para talebini karşılayacaktır. Daha yüksek bir faiz oranı yurt içine sermaye girişine neden olacak ve ulusal para anında değer kazanacaktır. Bu çerçevede döviz kuruyla nominal faiz oranı farklılığı arasında negatif bir ilişki gerçekleşecektir.

Açık ekonomilerde döviz kurunun belirlenmesiyle ilgili parasalıcı model, paranın miktar teorisine dayanmaktadır. Bu durum bazı varsayımların yapılmasını gerekli kılmaktadır; (a) reel gelir ve para arzı dışsal (b) sermaye ve mallar tam serbest (c) yurt içi ve yurt dışı varlıklar tam ikâme (d) mal fiyatları tam esnek ve (e) ulusal paralar sadece yurt içindeki yerleşikler tarafından belirlenmektedir (Dornbusch, 1976; Diamandis vd., 2000).

Frankel (1979) bir çok basitleştirici varsayımdan sonra döviz kurunun belirlenmesine yönelik aşağıdaki eşitlik (1) gibi sınanabilir doğrusal bir model elde etmektedir.

² Nominal döviz kurunun belirlenmesine yönelik ampirik çalışmaların ayrıntılı bir incelemesi için bk. Frankel ve Rose (1994).

$$e = (m - m^c) - \varphi (y - y^c) - \frac{1}{\theta} (i - i^c) + \left(\frac{1}{\theta} + \lambda \right) (\pi - \pi^c) \quad (1)$$

Burada, e nominal döviz kurunun, i faiz oranının ($1 +$ faiz oranı), m para arzının, p fiyat düzeyinin, y gelirin logaritmik değerleridir. Bu eşitlik hata terimi ile birlikte yeniden yazılırsa:

$$e = (m - m^c) - \varphi (y - y^c) + \alpha (i - i^c) + \beta (\pi - \pi^c) + \varepsilon \quad ; \quad \alpha = -1/\theta \quad , \quad \beta = 1/\theta + \lambda \quad (2)$$

elde edilir ve mal piyasasında fiyatların yavaş uyarlandığı (θ oranında) ve varlık fiyatlarının anında uyarlandığı katı fiyat modelini ifade etmektedir (Cheung ve Chinn, 1998). Bu eşitlik TL/\$ kurunun belirlenmesi için kullanılan eşitliktir. Burada Türkiye yurt içi, ABD ise karşılaştırılan ülke olarak alınmıştır.

Döviz kurunun belirlenmesine yönelik tahmin edilecek olan eşitliğin parametre işaretlerine bağlı olarak farklı “parasalcı yaklaşım” modelleri bulunmaktadır. a_1, a_2, a_3 ve a_4 simgeleri sırasıyla 2 numaralı eşitlikteki değişkenlerin katsayılarını temsil etmek üzere, FB esnek fiyat modeli, döviz kurunun belirlenmesiyle ilgili beklentilerinde görelî para arzı büyüklükleri ile pozitif ($a_1 > 0$), görelî gelir farklılıkları ile negatif ($a_2 < 0$) ve görelî faiz oranı farklılıkları ile pozitif ($a_3 > 0$) yönlü bir ilişki beklemektedir. DF katı fiyat modeli ise, görelî para arzı büyüklükleri arasında pozitif ($a_1 > 0$), görelî gelir farklılıkları ve görelî faiz oranı farklılıkları için negatif ($a_{2,3} < 0$) ve enflasyon farklılıkları için pozitif ($a_4 > 0$) bir ilişki beklerken, ticaret dengesini içeren HM ticaret dengesi modeli, aynı büyüklükler için sırasıyla, pozitif ($a_1 > 0$), negatif ($a_2 < 0$), negatif ($a_3 < 0$) ve pozitif bir ilişki ($a_4 > 0$) beklemektedir.

3. Ekonometrik yöntem ve ampirik bulgular

3.1. Birim kök testleri

Eşbütünleşme ilişkisinin oluşturulabilmesi için her bir değişkenin aynı dereceden bütünleşmeye (integrated) tâbi olması gerekmektedir. Bir zaman serisinin ortalaması, varyansı ve otokovaryansı zamandan bağımsız ve sonlu ise bu zaman serisine ‘kovaryans durağan’ denir. Bir değişken d kez fark alındıktan sonra durağan hale geliyorsa, bu değişken d . dereceden bütünleşiktir. Çalışmamızda model tahmininden önce, değişkenlerde birim kökün varlığı ve derecesi sınanacaktır. İktisadî zaman serilerinin durağanlığı (Dickey ve Fuller (1979, 1981) (ADF), Kwiatkowski, Phillips, Scmidth ve Shin (1992) (KPSS) tarafından geliştirilen testlerden yararlanılarak belirlenmektedir³. ADF testleri için Doledo, Jenkinson ve

³ Bu testlerin geniş bir uygulaması için bk. Balcılar ve Dülger (1997), Diamandis ve Kouretas (1996).

Sosvilla-Rivero (1990) tarafından önerilen süreçler kullanılmaktadır. ADF test uygulamasında gecikme uzunluğu (k) çok önemlidir. Diğer bir ifadeyle, ADF testlerinin k 'ye duyarlılığı oldukça fazladır (Perron, 1989). Bu bağlamda, trend ve sabit içeren Model A, sabit içeren Model B ve ne sabit ne de trend içeren Model C'de k seçimi, $k = 24$ 'den başlanarak Δy_{t-k} için anlamlı bir t istatistiği bulunana kadar azaltılmaktadır.

Yukarıda açıklanan yöntemle göre yapılan ADF birim kök testlerinin sonuçları Tablo 1'de verilmiştir. Bu sonuçlara göre, %5 önem düzeyinde ($m-m^*$) için birim kök yokluk hipotezi kabul edilir. ($p-p^*$) ve (e) değişkenlerine ait seriler için, ϕ_1 testi (%5 önem düzeyinde), Model B'de trendin anlamlı olduğunu belirtmektedir. ($p-p^*$) ve (e) serilerine ilişkin ADF Z testinin değerleri sırasıyla 0.28 ve 0.43 olup, %5 önem düzeyinde (-14.0) birim kök yokluk hipotezi reddedilememektedir. Sonuç olarak, bu iki seri de $I(1)$ 'dir. ($i - i^*$) ve ($y - y^*$) serilerine ilişkin ADF test sonuçları serilerin $I(0)$ olduğunu göstermektedir. Çalışmada kullanılan serilerin farkları alındığında, birinci dereceden farkları alınan serilere ilişkin ADF test sonuçları $\Delta(p - p^*)$ serisi hariç diğer serilerin durağan, bu serinin ise birinci dereceden bütünleşik olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifadeyle ($p - p^*$) serisinin $I(2)$ olduğunu ifade etmektedir.

Schwert (1989), ADF testlerinin gücünün zayıf ve gecikme uzunluğunun seçimine karşı duyarlı olduğunu belirtmektedir. Diğer taraftan KPSS testlerinin gücü daha fazladır. KPSS testindeki boş hipotez, ADF yöntemindeki hipotezin tersidir. Boş hipotezleri ortalama durağan (mean stationary η_μ) ya da trend durağandır (trend stationary η_t). Sınama sonuçları Tablo 1'de verilmiştir. Sınama sonuçlarına göre serilerden hiçbiri %5 anlamlılık düzeyinde ne ortalama durağan ne de trend durağandır. Dolayısıyla, seriler birim kök içermektedir. Fark alınmış serilerde ise, her iki sınama sonucu, serilerin birim kök içermediğini ortaya koymaktadır.

Sonuç olarak, uygulanan her iki birim kök sınama sonuçları bazı serilerin durağanlığı konusunda farklı sonuçlar göstermektedir. KPSS testinin gücünün daha fazla olması nedeniyle, bu testin sonuçlarına göre serilerin $I(1)$ olduğuna ve eşbütünleşme incelemesine başlamaya karar verilmiştir. Ayrıca eşbütünleşme incelemesini yaparken, Hansen ve Juselius (1995)'in önerdiği durağanlık sınamalarına bakılarak $I(1)$ seçimimiz desteklenmektedir (bk. Tablo 5).

Tablo 1
Birim Kök Testleri

Değişkenler	Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi									
	KPSS Testi		Model A		Model B			Model C		
	η_{μ}	η_{ϵ}	k	$T(\gamma)$	ϕ_s	k	$t(\gamma)$	ϕ_1	k	$t(\gamma)$
$m-m^*$	0.93	0.17	12	-3.00	4.54	12	-2.51	3.17	20	0.30
$p-p^*$	2.49	0.57	11	-2.04	3.20	11	1.31	5.95	12	-1.13
$i-i^*$	1.32	0.28	0	-3.53	6.44	0	-3.20	5.06	0	-0.26
$y-y^*$	1.24	0.36	12	-2.03	2.67	12	-2.24	2.51	12	-2.24
E	2.48	0.50	1	-2.15	3.33	1	1.15	18.95	1	6.12
$\Delta(m-m^*)$	0.32	0.13	0	-174.6	15519	0	-176.7	15706	1	-177.7
$\Delta(p-p^*)$	0.39	0.14	22	-3.31	5.56	22	-2.56	3.30	22	-0.21
$\Delta(i-i^*)$	0.22	0.05	3	-8.50	36.16	3	-8.50	36.15	3	-8.51
$\Delta(y-y^*)$	0.05	0.05	3	-9.67	46.8	3	-9.55	45.62	3	-9.56
Δe	0.27	0.12	0	-155.5	12315	0	-155.10	12095	0	-110.20
%5	0.463	0.146		-3.43	6.34		2.88	4.63		-1.95
%10	0.347	0.119		-3.13	5.39		-2.57	3.81		-1.62

3.2. Eşbütünleşme incelemesi

Eşbütünleşme incelemesinde, Johansen (1988, 1991) ve Johansen ve Juselius (1990, 1992) tarafından geliştirilen, maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmesine olanak veren çok değişkenli eşbütünleşme tekniği kullanılmıştır. Bu yöntem, çeşitli hipotezlerin sınanmasına olanak vermesi ve bazı değişkenler $I(0)$ olsa dahi uygulanabilir olduğu için diğer yöntemlere göre daha kullanışlıdır (Hansen ve Juselius, 1995).

Eşbütünleşme yöntemi, durağan olmayan (en az ikisi) zaman serilerinin doğrusal bileşiminin durağan olabileceğini ortaya koyması açısından bir çok modelin sınanmasında son yıllarda çok kullanılan bir yöntemdir. Dolayısıyla, modelimizi oluşturan değişken uzayında durağan uzun-dönem ilişki(leri)nin olup olmadığı sınanmaktadır. Ayrıca, çeşitli hipotezlerle kısıtlanmış modeller de sınanacaktır.

Johansen yönteminin uygulanmasında karşılaşılan ilk pratik güçlük maksimum gecikme derecesi k 'nın belirlenmesidir. Bu çalışmada, VAR modelinde gecikme derecesini belirlemek için kalıntılara dayalı Ljung-Box (LB) testleri kullanılmıştır⁴. Böylece gecikme derecesi $k=1$ 'den başlayarak ϵ_i 'ye ait önemsiz bir Ljung-Box Q otokorelasyon istatistiği elde edilene kadar k artırılmıştır. LB test istatistik sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. Buna göre, optimal gecikme derecesi 5 olarak belirlenmiştir.

Tablo 2

⁴ Bu yöntem Tsukuda ve Miyakoshi (2000) çalışmasında da kullanılmıştır.

Sistemin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi L-B

k	1	2	3	4	5	6	7
L-B(40)	1491.751	1275.722	1085.240	1046.690	899.003	887.163	886.135
p- değ	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.28)	(0.18)	(0.07)
Sistem diagnostikleri :	LM(1)	31.33	p-değ.= 0.18				
Otokorelasyon :		LM(4)	35.84	p-değ.= 0.07			
Normallik :			Doornik-Hansen normallik testi	173.94	p-değ.= 0.00		

Kullanılan verilerin tümü trende sahip olduğundan, VAR modeline kısıtsız bir sabit terim eklenmek suretiyle bu trend dikkate alınmıştır. Ancak, eşbütünleşme ilişkisinde yer alan sabit terim ile kısa dönemli VAR'da yer alan sabit terim uzun dönemli modelde birbirini etkisizleştirdiğinden yalnızca kısa dönemli model sabit terim içermektedir. 1994 yılı yapısal değişimi dikkate almak açısından 1994:02 ve 1994:12 için D94 kukla değişkeni kullanılmıştır. Bu değişkenlerin sına sonuçları Tablo 3'de verilmiştir.

Tablo 3
Kukla Değişken ve Sabit Terimlerin Tahminleri

	Δe	$\Delta(m-m^*)$	$\Delta(y-y^*)$	$\Delta(i-i^*)$	$\Delta(p-p^*)$
D94	0.016 (2.615)	0.020 (1.239)	-0.006 (-0.815)	0.110 (3.310)	0.008 (2.229)
Sabit	-0.071 (-0.400)	1.263 (2.576)	0.418 (1.803)	1.515 (1.532)	-0.298 (-2.796)

Not: Parantez içindeki değerler t değerleridir.

D94 beş değişkenden üçü Δe , $\Delta(i-i^*)$ ve $\Delta(p-p^*)$ için anlamlıdır. Dolayısıyla, bu kukla değişkenin modelin tahminini kuvvetlendirdiği görülmektedir. Sabit terim ise $\Delta(y-y^*)$, $\Delta(m-m^*)$ ve $\Delta(p-p^*)$ için anlamlıdır.

Eşbütünleşmenin varlığı ve eşbütünleşme vektörlerinin sayısının belirlenmesi için gerekli iz ve öz değer sınamalarının sonuçları Tablo 4'de verilmiştir. Her iki test istatistiğinin sonuçlarına göre, eşbütünleşmenin yokluğu hipotezi %10 önem düzeyinde reddedilmiştir. λ_{\max} test istatistiğine göre, Π matrisinin rankının $r \geq 3$ olduğu boş hipotezi reddedilememektedir. λ_{iz} eşbütünleşme test istatistiğine göre ise, Π matrisinin rankının $r \leq 2$ olduğu boş hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla iki test istatistiği farklı sonuçlar vermektedir. Eşbütünleşme yönteminde rankın belirlenmesi incelemenin kritik ve zor bir aşamasını oluşturmaktadır. Dolayısıyla, rankın belirlenmesi için Hansen ve Juselius (1995) ek bilgiler içeren başka göstergelere de bakılmasını önermektedir. Bunlardan biri de $\beta_i' R_{kt}$ ve $\beta_i' Z_{kt}$ çizelgelerinin incelenmesidir. Bu bağlamda, kısa dönem dinamikleri için düzeltilen eşbütünleşme ilişkisinin

grafikleri $\beta'_i R_{kt}$, $\beta'_i Z_{kt}$ ile karşılaştırıldığında daha olumlu sonuç ortaya çıkardığı görülmektedir. Bu ise modelin önemli bir özelliğini göstermektedir. Diğer bir ifadeyle, modelin dengeye doğru yönelmede özünde var olan kabiliyetinin olduğunu vurgulamaktadır. Fakat, sürekli ve büyük şoklar nedeniyle dengeye gelme şartı bir zorunluluk değildir. Bu anlamda, $\beta'_i Z_{kt}$ 'nin çizelgesi kısa dönem etkilerinin bir fonksiyonu olarak denge patikasından gerçek sapmayı, $\beta'_i R_{kt}$ ise, modelin kısa dönem dinamikleri için düzeltilen uyarlanma patikasını göstermektedir. Kısa dönem dinamikleri uzun dönem dinamiklerinden kesin olarak farklı olacağı beklenebiliyorsa, bu iki grafik de genelde farklılık gösterecektir (Hansen ve Juselius, 1995). Sonuç olarak, eşbütünleşme vektör sayısının belirlenmesinde $\beta'_i R_{kt}$ ve $\beta'_i Z_{kt}$ 'lerin grafiklerine de bakılmış ve vektör sayısının üç olduğuna karar verilmiştir (bk. Ek Çizelge 1).

Tablo 4
Eşbütünleşme Sınaması

Eigenv.	λ -max	λ -trace	$H_0=r$	L-max90	Trace90
0.1717	30.71	77.82	0	20.90	64.74
0.1222	21.24	47.12	1	17.14	43.84
0.0909	15.53	25.87	2	13.39	26.70
0.0592	9.95	10.34	3	10.60	13.31
0.0024	0.39	0.39	4	2.71	2.71

Uzun dönem ilişkileri açıklayan değişkenlerin eşbütünleşme uzayındaki özellikleri ise, Tablo 5'de verilmektedir.

Tablo 5
Uzun Dönem Dışlama, Durağanlık ve Zayıf Dışsallık Testleri

Değişken	Durağanlık	Dışlama	Zayıf Dışsallık			
<i>E</i>	3.57	0.64	8.05			
	11.23	4.80	9.95			
	14.38	12.69	9.96			
	23.91	17.95	14.65			
<i>m - m*</i>	0.06	0.99	2.47			
	0.11	1.30	2.68			
	8.57	10.43	12.94			
	12.13	13.11	17.65			
<i>y - y*</i>	0.06	2.46	0.09			
	9.98	7.52	4.82			
	12.13	18.32	5.61			
	21.03	20.10	5.61			
<i>i - i*</i>	0.03	9.63	6.48			
	10.84	12.13	6.80			
	13.11	22.63	8.91			
	18.07	27.81	14.06			
<i>p - p*</i>	3.39	0.63	1.40			
	11.54	4.81	6.44			
	14.73	12.73	14.62			
	24.31	17.99	15.58			
χ^2 (r)	5.99	3.84	7.81	5.99	7.81	9.49

Bu test istatistiklerinin birincisi, çok değişkenli durağanlık sınavıdır. Sistemdeki tüm değişkenlerin, eşbütünleşme uzayındaki üç uzun dönem ilişkisinde durağan olmadığı gözlenmektedir. İkincisi, her bir değişken için yapılan dışlama sınavıdır. Dışlama sınavına göre, tüm değişkenlerin eşbütünleşme uzayındaki vektörün gösterdiği uzun dönem ilişkisini açıklayabilme güçleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Üçüncü test istatistiği ise, zayıf dışsallık sınavıdır. Zayıf dışsallık sınavı, gelir farklılığının ($y-y^*$) sistemin dışında, yani dışsal olarak belirlendiğini ortaya koymaktadır. Eşbütünleşme vektörleri birinci elemanlarına, yani (e) döviz kuruna göre normalleştirildiğinde;

$$\beta_1 = (1.00, -0.222, 7.163, 1.014, -0.977)$$

$$(8.82, 1.96, 63.19, -8.94, -8.62)$$

$$\beta_2 = (1.00, -0.302, 0.601, 0.158, -0.989)$$

$$(-46.76, 13.23, -26.30, -6.93, 43.28)$$

$$\beta_3 = (1.00, -2.594, -0.991, 0.398, -0.937)$$

$$(-7.62, 19.78, 7.55, -3.03, 7.15)$$

elde edilir. β katsayılarının altındaki parantez içindeki sayılar, değişkenlerin özvektörler içindeki anlamlılığını sınavan ki-kare (χ^2) istatistiğidir. Döviz kuru göreliliği para arzı ve fiyat farkı değişkeni ile pozitif ilişki

içindedir. Faiz oranları farklılığındaki değişim de döviz kurunu negatif yönde etkilemektedir. Bu da teorik olarak garantisiz faiz oranı paritesi hipotezini desteklemekle birlikte Frenkel-Bilson modeliyle tutarlı değildir. Fiyat düzeyleri farklılığı ise, önemli ve pozitif bir etkiye sahiptir. Bu da teorik olarak PPP hipotezini desteklemekte ve DF ve HM modelleriyle uyumlu gözükmektedir.

Tablo 6'de α uyarlanma hızlarına bakıldığında, teorik beklentiye paralel olarak; görelî para arzı, fiyat düzeyleri ve faiz oranları farklılığının uyarlanma hızlarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Faiz farklılığı dışında, diğer değişkenlerin uzun dönem denge konumundan kısa dönem sapmalarının düzelme veya tekrar uzun dönem dengesine dönme hızları çok yüksek değildir. Döviz kuru ve gelir düzeyleri farklılığının uyarlanma hızının ise daha düşük olduğu gözlenmektedir.

Tablo 6
Normalleştirilmiş Uyarlanma Hızları α_i

Δe	$\Delta(m-m^*)$	$\Delta(y-y^*)$	$\Delta(i-i^*)$	$\Delta(p-p^*)$
0.005	0.050	-0.018	0.207	0.10
(-0.542)	(-1.914)*	(-1.444)	(3.926)*	(1.685)*
0.072	-0.120	-0.124	-0.483	0.096
(1.522)	(0.926)	(-2.016)*	(-1.846)*	(3.404)*
-0.003	0.081	-0.002	0.090	-0.002
(-0.425)	(3.583)*	(-0.160)	(1.981)*	(-0.498)

Not: Parantez içindeki değerler t değerleridir.

Dışlama ve zayıf dışsallık sınamalarının sonuçlarına göre, α ve β matrislerine kısıtlar konarak sistem daha sade hale getirilebilir. Bu bağlamda, üç eşbütünleşme ilişkisi, zayıf dışsallık sınamasının öngördüğü gibi, $(y-y^*)$ uzun dönem parametreleri hakkında bilgi içermemektedir. Dolayısıyla $(y-y^*)$, eşbütünleşme uzayında yer almadığı yönündeki kısıtlamalarla, $\chi^2(3)=5.93$ gibi bir test istatistiği ve %12 gibi bir olasılık değeri kabul edilerek, elde edilecek kısıtlanmış eşbütünleşme ilişkisi sırasıyla, döviz kuru, görelî para arzı ve fiyat farkına göre normalleştirilirse;

$$\beta_1 = (1.00, -3.671, 8.326, -1.110)$$

$$(1.23, -4.52, 10.25, -1.37)$$

$$\beta_2 = (-2.479, 1.00, -0.307, -2.435)$$

$$(43.94, -17.73, 5.44, 43.17)$$

$$\beta_3 = (-0.934, -3.955, 0.445, 1.00)$$

$$(3.71, 15.71, -1.77, -3.97)$$

sonucu elde edilmektedir.

Eşbütünleşme uzayındaki üç vektör için gelir farklılığı $(y-y^*)$ değişkeni dışında tüm değişkenler zayıf dışsal değildir. Dolayısıyla içsel

olarak beraberce belirlenmektedir. Göreli para arzı farklılığı, “parasalcı” yaklaşımın beklentisinin tersine, tahmin edilen kısıtlı modelde de içsel olarak belirlenmektedir. Bununla birlikte, gelir farkı “parasalcı” yaklaşımın beklentisiyle tutarlıdır. Bu uzun dönem ilişkiye göre; döviz kuru, göreli para arzı farkı ve fiyat düzeyleri farkı değişkenleri ile pozitif ilişki içindedir. β katsayılarının anlamlılık sınamasına göre ise, uzun dönemde, nominal döviz kuru daha çok faiz farklılığından etkilenmektedir. Göreli para arzı farkı döviz kurunu pozitif yönde etkilemektedir. Göreli para arzındaki bir artış, nominal döviz kurunu, göreli para arzındaki artıştan daha fazla etkilemekte ve TL daha fazla değer kaybetmektedir. Faiz oranı farklılığındaki bir artış da döviz kuru üzerine yüksek ve negatif bir etkiye sahiptir. Diğer bir ifadeyle yurt içi faizlerdeki artış TL’nin değerlenmesine neden olmaktadır. Kumcu’nun da belirttiği gibi, Merkez Bankasının bu dönemdeki rolü, TL faizlerindeki oynaklığa bağlı olan kısa dönemli sermaye hareketlerinin, kurlar üzerine benzer bir oynaklık getirmesini engellemek olmuştur (Kumcu, 1995). Merkez Bankasının döviz piyasasına müdahalesi de döviz kuru istikrarsızlığını azaltmaktadır⁵. TL faizlerinin arttığı dönemlerde kısa vadeli sermaye hareketlerinde artışlar olmuş ve bu kısa vadeli sermaye girişleri kurlar üzerinde (tersine) baskı oluşturarak, TL’nin değer kaybının enflasyonun altında oluşmasına neden olmuştur. Bu müdahalelerin hepsi de TL’nin dış paralar karşısında değer kaybını azaltıcı yönde olmuştur. Bu da makroekonomik dengenin (ya da dengesizliğin) sürdürülmesi için gerekli dış kaynak (malieti ne olursa olsun, ki kısa dönem reel faizlerin yüksek ve döviz kurunun düşük olması bu kısa vadeli sermaye akımlarının ekonomiye toplam maliyetini arttırmaktadır) bulmak zorunluluğundan kaynaklanmaktadır.

Göreli para arzı ile döviz kurunun pozitif ilişki içerisinde olması, Taşkın’ın (1995a; 1995b) 1988:08-1993:04 dönemini kapsayan çalışmasından farklılaşmaktadır. Taşkın, bunu ilgili dönemde, para arzını genişletici politikaların yanı sıra TL’nin değerini yüksek tutma politikasına bağlamaktadır. Ayrıca, esnek kur uygulaması dönemlerinde dış borçlanma ile elde edilen döviz rezervlerinin nominal kurlardaki artışları yavaşlatmak için kullanıldığını vurgulamaktadır.

Uyarlanma hızları ise;

$$\alpha_1 = (0.001, -0.007, -0.032, -0.001) ; \quad t \text{ değ.} = (0.722, 1.840, -4.373, -0.968)$$

$$\alpha_2 = (-0.036, -0.098, -0.009, -0.042) ; \quad t \text{ değ.} = (-1.923, -1.894, 0.089, -3.762)$$

⁵ Bu konuda Avusturalya örneği için bk. Kim, Kortian ve Sheen (2000) ve Dominguez (1998). İlgili dönem açısından T.C. Merkez Bankası’nın döviz piyasasına müdahale göstergesi olarak bk. Ek Çizelge 2.

$\alpha_3 = (-0.001, 0.038, 0.047, -0.004)$; t değ. = (-0.118, 3.189, -2.002, -1.559)

olarak hesaplanmıştır.

Son bir hipotez olarak da görelî para arzı ve gelir farklılığı değişkenlerine konulacak kısıt ile $\chi^2(6)=13.21$ gibi bir sınama istatistiği ve %4 gibi bir olasılık değeri kabul edilerek, elde edilecek kısıtlanmış eşbütünleşme ilişkisi sırasıyla, döviz kuru, faiz oranı ve fiyat farkına göre normalleştirilirse;

$$\beta_1 = (1.00, -2.658, -0.911)$$

$$(-3.33, 8.83, 3.03)$$

$$\beta_2 = (9.804, 1.00, -9.672)$$

$$(40.79, 4.16, -40.25)$$

$$\beta_3 = (-0.995, 0.020, 1.00)$$

$$(32.54, -0.65, -32.72) \text{ elde edilir.}$$

β katsayılarının altındaki parantezli sayılar, değişkenlerin eigen-vektörler içindeki anlamlılığını sınyan χ^2 istatistiğidir.

Uyarlanma hızları ise;

$$\alpha_1 = (-0.000, 0.096, 0.003), \quad t \text{ değ.} = (-0.089, 4.2854, 1.191)$$

$$\alpha_2 = (0.007, -0.029, 0.011), \quad t \text{ değ.} = (1.699, -1.193, 4.027)$$

$$\alpha_3 = (0.091, 0.194, 0.011), \quad t \text{ değ.} = (2.631, 1.002, 0.533)$$

Bu uzun dönem ilişki, satın alma gücü paritesi (PPP) ve garantisiz faiz oranı paritesi (UIP) hipotezleri açısından önemli bulgular ortaya koymaktadır⁶. Şöyle ki, veri seti incelenen dönem açısından PPP hipotezini desteklemekte, UIP hipotezini ise desteklememektedir. UIP hipotezinin desteklenmemesi, incelenen dönem açısından bakıldığında, TL faizlerinin çeşitli müdahaleler sonucunda çok fazla oynaklık göstermekte olması ile açıklanabilir. Doğanlar'ın (1999) Türkiye için PPP'yi destekleyen sonuçları ile de bulgularımız tutarlılık göstermektedir.

Eşbütünleşme incelemesinde en az bir eşbütünleşme ilişkisi elde edildiğinde, bu eşbütünleşme ilişkisinden tahmin edilen katsayıların istikrarlılığı, bu ilişkilerin her zaman geçerli olup olmadığını göstermesi açısından önemlidir. Katsayıların istikrarlılığının sınyaması için kullanılan

⁶ PP ve UIP hipotezleri birlikte ele alındığında aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$(i_t - i_{t,k}) = E(e_{t+1}) - e_t \quad \text{ve} \quad (p_t - p_{t,k}) = E(e_{t+1}) \quad \text{bu iki eşitlikten,}$$

$$(i_t - i_{t,k}) - (p_t - p_{t,k}) = -e_t \quad \text{ulaşılır, bunun düzenlenmesi ile,}$$

$$e_t = (p_t - p_{t,k}) - (i_t - i_{t,k}) \quad \text{olur. Bu da bizim yukarıdaki kısıtlanmış eşitliği göstermektedir:}$$

bk. Cumby ve Obstfeld (1981) ve Camarero ve Tamarit (1996).

yöntemler Hansen (1992) ve Hansen ve Juselius (1995)'de tartışılmaktadır⁷. Hansen ve Johansen (1999)'da uzun dönem katsayıların sabitliğini göstermek için dönüşümlü (recursive) olarak tahmin edilen özdeğerlere bağlı grafiksel bir uygulama önermektedir. Hansen ve Juselius (1995)'de β eşbütünleşme vektörlerinin her bir elemanının sabitliğine yönelik benzer bir test önerilmektedir. Buna göre, eşbütünleşme vektörleri yapısal bir değişime uğradığında bu değişim tahmin edilen özdeğerlere yansıtacaktır.

Ek Çizelge 3, alt örneklem için %95 asimptotik hata bandı arasında sıfırdan farklı özdeğerlerinin (non-zero eigenvalue) zaman patikası (time path) göstermektedir⁸. Bu çizelge kısmî modelimizde istikrarsızlık olduğunu göstermemektedir. Diğer bir ifadeyle, özdeğerlerin zaman patikasında önemli bir salınım (drift) olmadığı için eşbütünleşme vektörlerinin istikrarlılığı lehine önemli bir bulgu olarak değerlendirilebilir.

4. Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisi için döviz kurunun belirlenmesi parasalci model bağlamında ve eşbütünleşme yöntemi çerçevesinde incelenmiştir. Çalışmada, eşbütünleşme yöntemi ile nominal döviz kuru ve temel belirleyici değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı araştırılmıştır. Nominal döviz kuru belirleme modeli, TL/\$ kuru ile görelî para stoğu, görelî faiz oranı, görelî fiyat düzeyi ve görelî gelir düzeyi arasında uzun dönem ilişkisinin olduğu sonucunu ortaya koymaktadır. Eşbütünleşme incelemesinin sonuçlarına göre veri seti, “parasalci” beklentileri doğrulamamaktadır. Şöyle ki, görelî para arzı modelde dışsal değil içsel ve döviz kuru ile pozitif ilişki içerisindedir. Diğer bir ifade ile, görelî para arzı arttığında nominal döviz kuru da artmaktadır. Görelî gelir düzeyi ise parasalci beklentiler doğrultusunda dışsal olarak belirlenmektedir. Bu bulgu, gelir düzeyinin diğer makroekonomik değişkenler tarafından etkilendiğini göstermektedir.

Görelî faiz oranı uzun dönemde nominal döviz kuru ile negatif ilişki içerisindedir. Bu da, Türkiye ekonomisinde görelî faiz oranları arttığında ulusal paranın değerlendirildiğini göstermektedir. Kısıtlanmış model açısından bakıldığında, garantisiz faiz oranı paritesi hipotezi veri seti tarafından desteklenmemektedir. Görelî fiyat düzeyi ile nominal döviz kuru arasında teorik beklentiye paralel olarak pozitif bir uzun dönem ilişki bulunmaktadır. Yine kısıtlanmış model bağlamında bakıldığında, veri seti satın alma gücü paritesi hipotezini desteklemektedir.

⁷ Bu konuda yapılan uygulamalı çalışmalar için bk. Arize (2000), Arize vd. (2000) ve Diamandis vd. (2000).

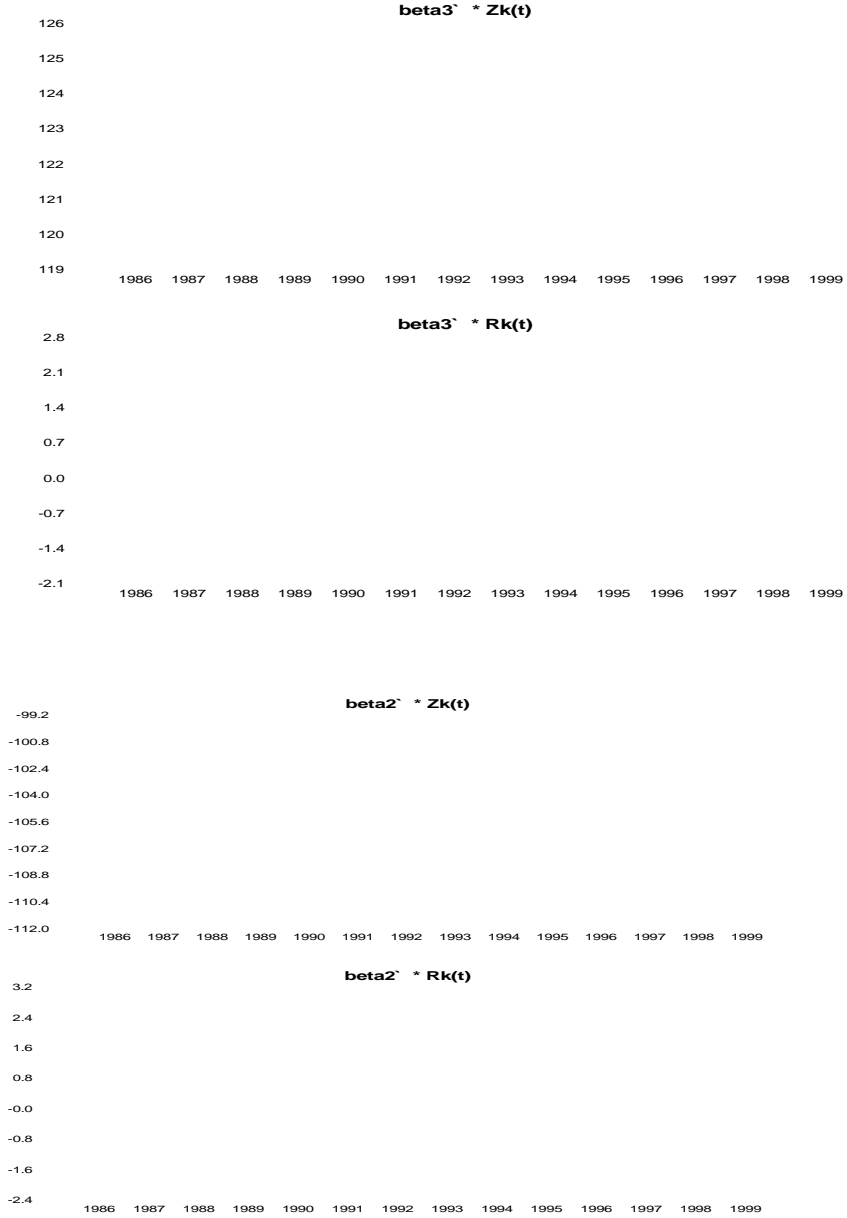
⁸ Bu sınama hipotezleri için bk. Hansen ve Juselius (1995).

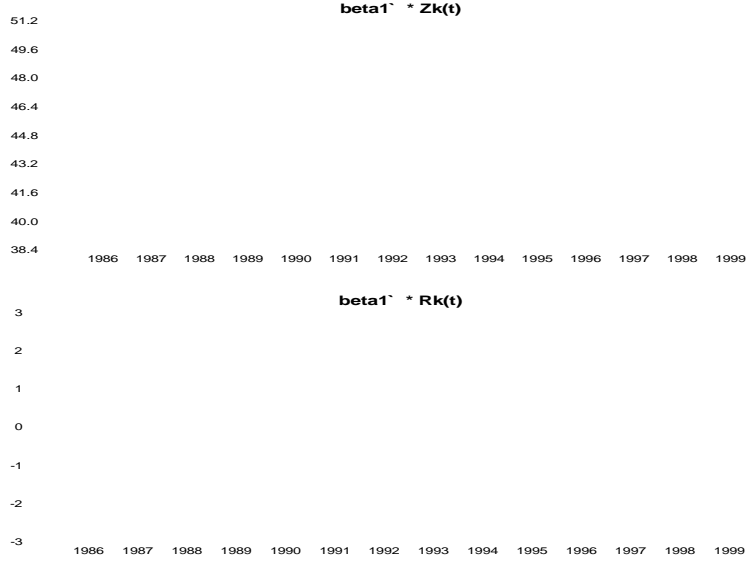
Ek 1

Veri Kaynağı ve Tanımı

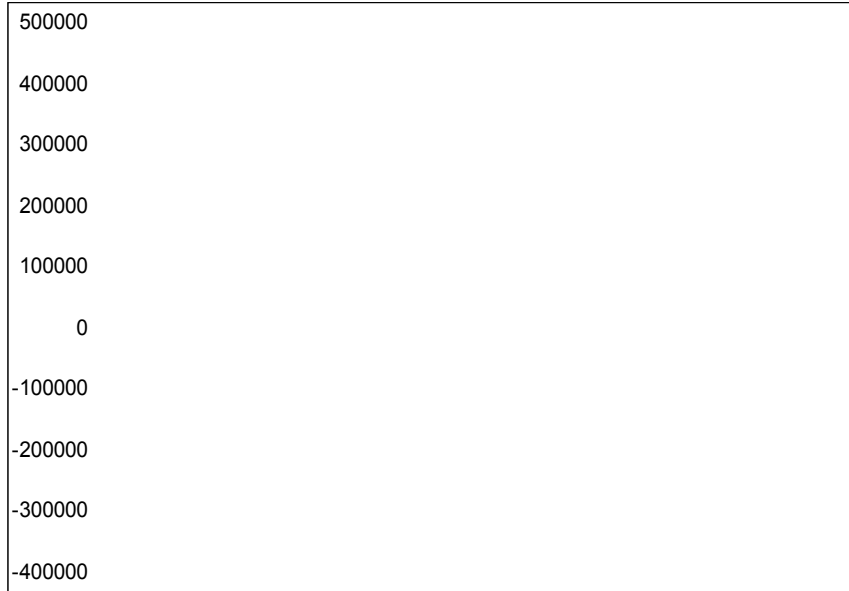
- e = Nominal Döviz Kuru, TL/ABD\$, aylık TCMB alış kuru ortalaması, Kaynak: TCMB.
- y = Reel gelir yerine kullanılan Sanayi Üretim Endeksi, DİE 1992=100 bazlı serinin baz yılı 1995'e kaydırılmış ve mevsimsel etkilerden X-11 yöntemi ile arındırılmıştır.
- y^* = ABD geliri yerine kullanılan 1995=100 bazlı Sanayi Üretim Endeksi, mevsimsel etkilerden arındırılmış, Kaynak: IFS Seri 66c.
- i = Bankalar arası para piyasası işlemlerindeki faiz oranı, Kaynak; IFS Seri 60b.
- i^* = ABD için hazine bonusu faiz oranı, IFS Seri 60c.
- p = Tüketici Fiyat Endeksi 1995=100, Kaynak: IFS Seri 64.
- p^* = ABD Tüketici Fiyat Endeksi 1995=100, Kaynak: IFS Seri 64.
- m = Para arzı, Kaynak; IFS Seri 34 (seri 34 IMF kaynaklarında çoğunlukla M1 olarak refere edilmektedir), mevsimsel etkilerden arındırılmış.
- m^* =ABD Para arzı (TL), Kaynak; IFS Seri 34 (seri 34 IMF kaynaklarında çoğunlukla M1 olarak gösterilmektedir.), mevsimsel etkilerden arındırılmış.

Ek Çizelge 1
Eşbütünleşme İlişkiler $\beta' X_t$ ve $\beta' R_{kt}$



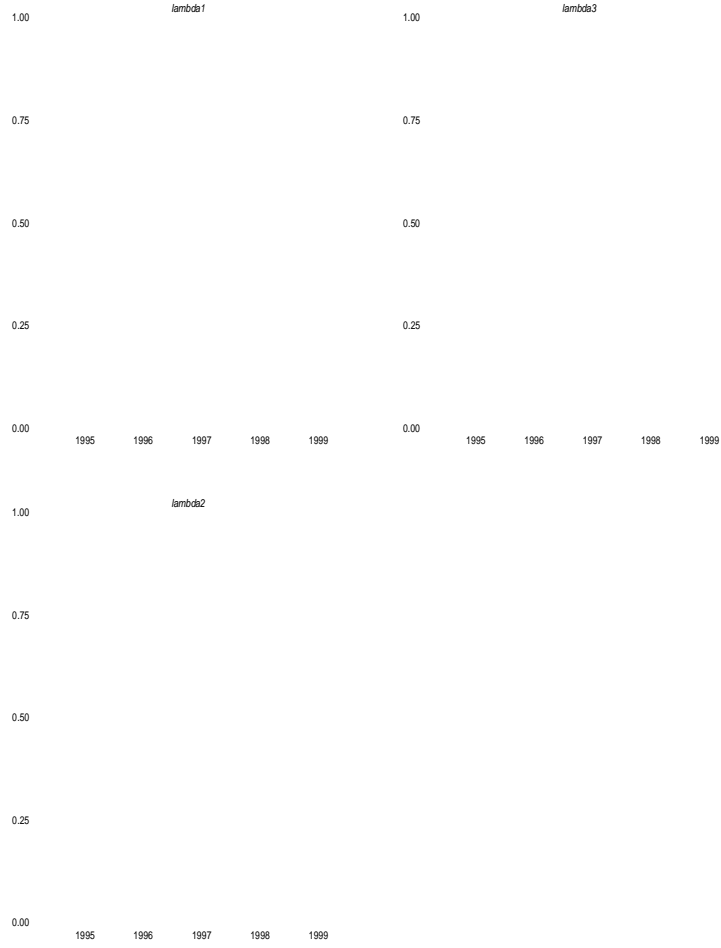


Ek Çizelge 2
T.C. Merkez Bankası Net Döviz Rezervi Değişimi
18.09.1989-31.12.1999



Ek Çizelge 3

Özdeğer Test Grafikleri



Kaynaklar

- AGGARWAL, R., MONTANES, A. ve PONZ, M. (2000), "Evidence of Long Run Purchasing Power Parity: Analysis of Real Asian Exchange Rates in Terms of the Japanese Yen", *Japan and World Economy*, 12, 351-361.
- ALBA, J.D. ve PABELL, D.H. (1998), "Exchange Rate Determination and Inflation in Southeast Asian Countries", *Journal of Development Economics*, 55, 421-437.
- ARIZE, A.C. (2000), "U.S. Petroleum Consumption Behavior and Oil Price Uncertainty: Tests of Cointegration and Parameter Instability", *Atlantic Economic Journal*, 28 (4), 463.
- ARIZE, A.C., CHOEKAWONG, P. ve PRASANPANICK, V. (2000), "Foreign Trade Behavior in Thailand: Stable or Unstable?", *American Economist*, 44(2), 10-36.
- BALÇILAR, M. ve DÜLGER, F. (1997), "Trends, Cycles, and Volatility in Export Prices: The Case of Turkey", ODTÜ/ERC 1. Uluslararası Ekonomi Kongresi'ne sunulan tebliğ.
- BILSON, J.F.O. (1978), "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence", *IMF Staff Papers*, 25(2), 201-223.
- (1979), "Recent Developments in Monetary Models of Exchange Rate Determinations", *IMF Staff Papers*, 26, 48-75.
- CAMARERO, M., TAMARIT, C. (1996), "Cointegration and PPP and UIP Hypotheses: An Application to the Spanish Integration in the EC", *Open Economies Review*, 7, 61-76.
- CHENG, B.S. (1999), "Beyond the Purchasing Power Parity: Testing for Cointegration and Causality Between Exchange Rates, Prices, and Interest Rates", *Journal of International Money and Finance*, 18, 911-924.
- CHEUNG, Y.W. ve CHINN, M.D. (1998), "Integration, Cointegration and the Forecast Consistency of Structural Exchange Rate Models", *Journal of International Money and Finance*, 17, 813-830.
- CHRISTENSEN, M. (2000), "Uncovered Interest Parity and Policy Behavior: New Evidence", *Economics Letters*, 69, 81-87.
- CUMBY, R. E. ve OBSTFELD, M. (1981), "A Note on Exchange Rate Expectation and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis", *Journal of Finance*, 36(3), 697-703.
- DE JONG, E. (1997), "Exchange Rate Determination: is There a Role for Macroeconomic Fundamentals?", *De Economist*, 145(4), 547-572
- DIAMANDIS, P.F., GEORGOUTSOS, D.A. ve KOURETAS G.P. (2000), "The Monetary Model in the Presence of I(2) Components: Long-run Relationships, Short-run Dynamics and Forecasting of the Greek Drachma", *Journal of International Money and Finance*, 19, 917-941.
- DIAMANDIS, P.F. ve KOURETAS G.P. (1996), "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-Run Relationships, Coefficient Restrictions and Temporal Stability of Greek Drachma", *Applied Financial Economics*, 6, 351-362.
- DICKEY, D. ve FULLER, W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.

- DOĞANLAR, M. (1999), "Testing Long-run Validity of Purchasing Power Parity for Asian Countries", *Applied Econometrics Letters*, 6, 147-151.
- DOLEDO, J., JENKINSON, T. ve SOSVILLA-RIVERO, S. (1990), "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Surveys*, 4, 249-273.
- DOMINGUEZ, M. K. (1998), "Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility", *Journal of International Money and Finance*, 17, 161-190.
- DORNBUSCH, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, 84(4), 1161-1176.
- FRANKEL, J.A. (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", *The American Economic Review*, 69(4), 610-622.
- FRANKEL, J.A., ve ROSE, A. K. (1994), "A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates", *NBER Working Paper Series*, No. 4865.
- FRENKEL, J.A., (1976), "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 200-224.
- GOLDBERG, D. M. ve FRYDMAN, R. (1996), "Empirical Exchange Rate Models and Shifts in the Co-integrating Vector", *Structural Change and Economic Dynamics*, 7, 55-78.
- GOLDBERG, M. D. (2000), "On Empirical Exchange Rate Models: What Does a Rejection of the Symmetry Restriction on Short-run Interest Rate Mean?", *Journal of International Money and Finance*, 19, 673-688.
- GROEN, J.J.J. (1998), "The Monetary Exchange Rate Model as a Long-Run Phenomenon", Working Paper, <http://www.tinbinst.nl/papers/TI98082.pdf> (25.01.2001).
- HANSEN, B.E. (1992), "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 321-335.
- HANSEN, H. ve JUSELIOUS, K. (1995), *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series*, Evanston, Illinois: Estima.
- HANSEN, H. ve JOHANSEN, S. (1999), "Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR Models", *Econometrics Journal*, 2, 306-333.
- HOFFMAN, D.J., ve SCHLAGENHAUF, D.E. (1985), "The Impact of News and Alternative Theories of Exchange Rate Determination", *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(3), 328-346.
- HOOPER, P. ve MORTON, J. (1982), "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination", *Journal of International Money and Finance*, 1, 39-56.
- HUISMAN, R., KOEDIJK, K., KOOL, C. ve NISSEN, F. (1998), "Extreme Support for Uncovered Interest Parity", *Journal of International Money and Finance*, 17, 211-228.
- HUSTED, S. ve MACDONALD, R. (1998), "Monetary Based Models of the Exchange Rate: A Panel Perspective", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 1-19.
- HWANG, J-K. (2001), "Dynamic Forecasting of Monetary Exchange Rate Models: Evidence From Cointegration", *International Advances in Economic Research*, 7 (1), 51-66
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration: Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.

- JOHANSEN, S. ve JUSELIUS, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- (1992), "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of PPP and UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- JUSELIUS, K. (1995), "Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long-Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time Series Model", *Journal of Econometrics*, 69, 211-240.
- KESRİYELİ, M. (1994), "Policy Regime Changes and Testing for the Fisher and UIP Hypotheses: the Turkish Evidence" The Central Bank of the Republic of Turkey Discussion Paper, No. 9411.
- KİM, S.-J., KORTIAN, T. ve SHEEN, J. (2000), "Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility: Australian Evidence", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10(210), 381-405.
- KUMCU, M. E. (1995), "Kambiyo Rejimi, Ödemeler Dengesi ve Ekonomik İstikrar", *Türkiye İçin Yeni Bir Orta Vadeli İstikrar Programına Doğru*, TÜSİAD, Yayın No: TÜSİAD-T/95,6-180, İçinde.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. ve SHIN, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity 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.
- MACDONALD, R. (1997), "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of it", *IMF Working Paper*, WP/97/21.
- MACDONALD, R. ve NAGAYASU, J. (1999), "The Long-Run Relationship Between Real Exchange Rate and Real Interest Rate Differentiations: A Panel Study", *IMF Working Paper*, WP/99/37.
- MEESE, R. ve ROGOFF, K. (1983), "Empirical Exchange Rate Models of The Seventies", *Journal of International Economics*, 14, 3-24
- METİN, K. (1995), *The Analysis of Inflation: The Case of Turkey (1948-1988)*, Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın no:20. Ankara.
- OGAKI, M. ve SANTAELLA, J. A. (2000), "The Exchange Rate and The Term Structure of Interest Rates in Mexico", *Journal of Development Economics*, 63, 135-155.
- PAPELL, D. H. (1997), "Cointegration and Exchange Rate Dynamics", *Journal of International Money and Finance*, 16(3), 445-460.
- PERRON, P., (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- SALEHIZADEH, M. ve TAYLOR, R. (1999), "A Test of Purchasing Power Parity for Emerging Economies", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9, 183-193.
- SCHWERT, G. W. (1989), "Tests for Unit Root: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 147-160.
- TAŞKIN, F. (1995a), "Döviz Kuru Belirlenmesinde 'Parasalıcı' Yaklaşım Modeli: Türkiye'deki Döviz Kurları Üzerine Bir Uygulama", *Ekonomik Yaklaşım*, 6, 18-19.
- (1995b), "Monetary Approach to Exchange Rate Determination Single Equation Versus Multicointegrating VAR system Estimation For Exchange Rates in Turkey", *Journal of Faculty of Economics, Social and Administrative Sciences, Hacettepe University*, Vol:13.

- TELATAR, E. ve KAZDAĞLI, H. (1998), “Re-examine the Long-Run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-1993”, *Applied Economic Letters*, 5, 51-53.
- TEMURLENK, M.S. (1999), “Weak and Strong Form Tests for Purchasing Power Parity: Evidence From Turkey”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdarî Bilimler Dergisi*, 13(1), 197-206.
- TSUKUDA, Y. ve MIYOKOSHI, T. (2000) “Testing PPP Hypotheses between Japan and Six G7 Countries”, *Asian Pasific Financial Markets*, 7:155-177
- YÜLEK, M.A. (1998), *Financial Liberalization and the Real Economy*, Capital Markets Board of Turkey, Publication No. 110, Ankara.

Abstract

The determination of foreign exchange rate dynamics in Turkey: Monetary approach and testing with cointegration analysis

In this study, the determination of the nominal foreign exchange rate of Turkey for the period 1986: 01 to 1999: 12 is estimated by a ‘monetary foreign exchange rate model’ using Johansen cointegration analysis. The data set supports a long term relation among the nominal exchange rate, relative money supply, relative income level, relative interest rate and relative price level variables. While these variables are nonstationary, their linear combination is found to be stationary. In contradiction to the expectation of the monetary model, the relative money supply is found to be endogenous. The data set supports the Purchasing Power Parity (PPP) hypothesis, but not the Uncovered Interest Rate Parity (UIP) hypothesis.