

# Merkez Bankası Uluslararası Rezervleri ve Reel Döviz Kuru İlişkisi: Türkiye için VAR Analizi

Çetin Doğan<sup>1</sup>  
Ali Koçyiğit<sup>2</sup>  
M. Ercan Kılıç<sup>3</sup>

## Özet

Döviz kuru rejimlerinin değişmesi rezerv talebini etkileyen faktörlerin zaman içinde çeşitlilik göstermesine neden olmuştur. Türkiye’de de 2001 yılında yaşanan kriz sonrasında rezerv birikimi çok daha hızlı bir şekilde artmıştır. Bu yüzden merkez bankaları açısından uluslararası para rezervleri ile reel döviz kuru arasındaki ilişki önemli bir yer tutmaktadır. Bu çalışmada 1990:01-2010:05 dönemine ait aylık veriler kullanılarak vektör otoregresif (VAR) analizi yapılmıştır. Öncelikle DF-GLS birim kök testi yapılarak seriler durağanlıktan kurtarılmış daha sonra sırasıyla Etki-Tepki analizi ve Varyans Ayırıştırması yoluyla 10 aylık tahminler yapılmıştır. Ancak önemli bir ilişki bulunamamıştır. Son olarak Toda-Yamamoto (1995) Granger tipi nedensellik testi uygulanmıştır. Bulgular reel döviz kurundan rezervlere Granger nedensellik olduğu yönündedir.

**Anahtar Kelimeler:** Merkez Bankası Uluslararası Rezervleri, Reel Döviz Kuru, VAR Modeli, Granger Nedensellik

## Abstract

Changes in exchange rate regimes resulted in changes of factors that affect demand for international reserves. In Turkey after the crisis in 2001, international reserve saving has increased. For this reason relationship between international reserves and real exchange rate is very important for central banks. In this study, vector autoregression (VAR) analysis was applied for the period 1990:01-2010:05. First of all to prevent series

---

<sup>1</sup> Prof Dr., İnönü Üniversitesi İİBF, İktisat, cetin.dogan@inonu.edu.tr

<sup>2</sup> Doç. Dr., İnönü Üniversitesi İİBF, İktisat, ali.kocuyigit@inonu.edu.tr

<sup>3</sup> Arş. Gör., İnönü Üniversitesi İİBF, İktisat, mercan.kilic@inonu.edu.tr

from non-stationarity DF-GLS unit root test was applied. Then in order, with İmpulse-Response analysis and Variance decomposition, predictions for 10 months period were made. However a significant relation could not be found. Finally, Toda-Yamamoto(1995) Granger causality test was applied. Depending on the results it can be said that there is Granger causality from real exchange rate to international reserves.

**Keywords:** Central Bank International Reserves, Real Exchange Rate, VAR Model, Granger Causality

## 1. Giriş

IMF'nin kendi tanımına göre uluslararası rezervler, para otoriteleri tarafından kontrol edilen ve kullanıma hazır olan, ödemelerdeki dengesizliklerin doğrudan finansmanında veya dengesizliklerin yol açacağı olumsuz durumların dolaylı olarak düzeltilmesinde, döviz kurunu etkilemek yoluyla piyasalara müdahale amacı ile kullanılan yabancı para cinsinden varlıklardır (IMF, 1993, s.424)

Para otoritelerinin, ülkenin para birimine karşı yapılan spekülâtif atakların önlenmesinde elindeki en önemli savunma aracı uluslararası rezervlerdir. Ayrıca güçlü bir rezerv seviyesi ülkenin risk primini azaltmakta, risk priminin azalması ülkenin uluslararası kredibilitesini artırmakta böylece ülkenin kamu ve özel sektör dış borçlanma maliyetlerini düşürmektedir. Diğer taraftan bir ülkenin ödemeler dengesi kalemlerinde meydana gelebilecek dalgalanmalar nedeniyle ortaya çıkacak maliyetleri azaltmak açısından da uluslararası rezervler önemli bir role sahiptir. Dışsal şoklar sonucunda oluşacak cari açıkların veya sermaye çıkışlarının ülke ekonomileri açısından doğuracağı makroekonomik uyum maliyetleri uluslararası rezervlerin kullanımı yoluyla hafifletilmektedir (Göksu, 2010:1).

Döviz kuru rejimlerinin deęişmesi rezerv talebini etkileyen faktörlerin zaman içinde çeşitlilik göstermesine neden olmuştur. Örneğin ekonomilerin liberalleşmesi, sermaye hareketlerinin serbestleşmesi gibi küresel ekonomik deęişiklikler sonucu bazı faktörlerin öneminin kaybetmiş yeni faktörlerin önem kazanmıştır. Özellikle son 25 yılda dünya genelinde rezerv talebinin arttığı görülmektedir. Rezerv talebinde yaşanan bu artış, kur rejimi tercihi, ekonominin dışa açıklık oranı, uluslararası son borç verme mercii görevi yapacak bir kurumun yokluğu gibi birçok nedene baęlı olarak hız kazanmıştır(Mahlebiciler, 2006:10).

Williamson (1988)'a göre rezerv tutmanın bir fırsat maliyeti vardır. Mesela rezerv tutmak yerine daha fazla ithalat yapılabilir ve bu ilave ithalat da yatırımı arttıracaktır. Sonuç olarak merkez bankalarının tutmaları gereken döviz rezervlerinin ne kadar olması gerektiğine dair net bir oran bulunmamaktadır. Bu düzey, ülkenin koşullarına göre deęişiklik göstermektedir

Türkiye'de de 2001 yılında yaşanan kriz sonrasında rezerv birikimi çok daha hızlı bir şekilde artmıştır. Dalgalı döviz kurunun uygulanmasına geçiş birlikte rezervlere olan ihtiyacın teorik olarak azalması gerekirken, ülkenin karşı karşıya kaldığı cari açık sorunu rezervlere ihtiyacı daha da artırmıştır. (Şahbaz, 2011)

Bu çalışmada da uluslararası rezerv tutmakla reel döviz kuru arasında bir ilişki olup olmadığı vektör otoregresif(VAR) analiziyle araştırılacaktır.

## **2. Literatür**

Uluslararası rezervler ve döviz kuru arasındaki ilişki üzerine literatür incelemesi yapıldığında çalışmaların bir konu üzerinde yoğunlaştığı görülmektedir. Bu da döviz kuru rejimi ve uluslararası rezervler arasındaki

ilişkidir. Bretton Woods sisteminin 1973 yılında çöküşüyle birlikte dünyada birçok ülke sabit döviz kuru sisteminden dalgalı döviz kuru sistemine geçmiştir. Türkiye’de de 1987 yılından itibaren döviz kuru rejiminden ayarlanabilir esnek kur sistemine geçilmiştir. Normal şartlar altında esnek döviz kuru sisteminde devlet müdahalesi gerekmediği için rezervlere ihtiyaç azalmaktadır. Ancak özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde spekülasyon akımları sıkça yaşandığı için ve ayrıca Türkiye’nin yüksek cari açık sorunu bulunduğu için yüksek miktarda rezerv tutması gerekmektedir.

Türkiye’de nominal ve reel döviz kuru ile uluslararası rezervler arasındaki ilişkiyi inceleyen tek çalışma Kasman ve Ayhan tarafından 2008 yılında yapılmıştır. 1982:01-2005:11 dönemine ait verilerin kullanıldığı çalışmada Gregory ve Hansen (1996) yapısal kırılmalı eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri yapılmıştır. Çalışmanın sonucunda kısa ve uzun dönemde uluslar arası rezervlerden reel döviz kuruna nedensellik bulunmuştur. Nominal döviz kuru ve uluslararası rezervler arasında herhangi bir ilişki bulunamamıştır.

### **3. Metodoloji**

Çalışmanın bu bölümünde merkez bankası rezervleri ile reel döviz kuru arasında ilişkinin tahmin edilebilmesi için gerekli olan veri ve yöntemler ortaya konulacaktır. Ayrıca, ekonometrik yöntem olarak kullanılacak olan Vektör Otoregresyon (VAR) analizi hakkında bilgi verilecektir.

#### **3.1 Değişkenler ve Veriler**

Analizde kullanılacak deęişkenler aylık olup, 1990:1-2010:05 dönemini kapsayan çalışmamızda iki deęişken kullanılmıştır. Bu açıklamaların ışığında, çalışmamızda kullanılacak deęişkenler ve kaynakları Tablo 1’de verilmektedir. Verilerin tümü Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden temin edilmiştir.

**Tablo 1:** Deęişkenler ve Kaynakları<sup>4</sup>

Deęişkenler	Sembol	Kaynaklar
Reel Döviz Kuru	REER	EVDS
Merkez Bankası Yabancı Para Rezervleri	RES	EVDS

### 3.2 Vektör Otoregresif (VAR) Analizi

Sims (1980) tarafından geliştirilmiş olan VAR analizinde deęişkenler arasında içsel-dışsal ayırımı yapmadan modelleme yapmak üzere geliştirdiđi modelde yer alan tüm deęişkenler içseldir. Deęişkenlerin içsel olarak belirlenmesi nedeniyle VAR analizi aslında eşanlı bir analizdir (Gujarati, 1995:746). Bir zaman serisi analizi VAR analizinde bağımsız deęişken  $y_t$  yine  $y_t$ ’nin gecikmeli deęerleri ve bağımsız deęişken  $x_t$  ve  $\varepsilon_t$  hata terimi ile açıklanır (Greene, 1993:254).

VAR analizinde içsel deęişkenler arasındaki dinamik ilişkiler tahmin edilmektedir. Dolayısıyla, bu yaklaşımda hangi deęişkenin içsel deęişken hangi deęişkenin dışsal deęişken olacağı zorunluluđunun olmaması ve analizin yapılmasında sıkı ekonomik kurama bađlı kalınmaması uygulayıcılara büyük bir kolaylık sağlamaktadır (Charezma ve Deadman, 1993:181-182; Davidson ve

---

<sup>4</sup> Çalışmada kullandığımız logaritması alınmış deęişkenler üzerinde mevsimsellik etkisi önemli görüldüđünden, Tramo/Seats yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır.

MacKinnon, 1993:685). VAR analizi öncelikle makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesinde ve rassal şokların değişkenler sistemine olan dinamik etkisinin incelenmesinde kullanılır. İçsel değişkenlerin analize ait denklemlerin hem sağ hem de sol tarafında yer alması, ele alınan ilişkinin tahminini ve oradan bir sonuç çıkarılmasını zorlaştırdığından, değişkenler arası ilişkileri yapısal olmayan tekniklerle belirlemek bazen daha iyi sonuç vermektedir (Özgen ve Güloğlu, 2004:101).

Reel döviz kuru ile merkez bankası yabancı para rezervleri arasındaki kısa dönemli ilişkiyi gösteren VAR analizi denklemi;

$$RES = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} RES_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} REER_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$REER = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} REER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} RES_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

olarak yazılmaktadır. Burada; p gecikme uzunluğunu  $\varepsilon_{1t}$  ve  $\varepsilon_{2t}$  rassal hata terimini temsil etmekte ve şokları (impulse/innovation) göstermektedir. Rassal hata terimlerinin ortalaması sıfır, kendi gecikmeli değerleriyle olan kovaryansları sıfır, varyansları sabit ve normal dağılıma sahiptir. VAR analizinde hataların kendi gecikmeli değerleriyle ilişkisiz olması varsayımı analize herhangi bir kısıt getirmez. Çünkü değişkenlerin gecikme uzunluğunun arttırılmasıyla otokorelasyon sorununun üstesinden gelinir.

VAR analizi üç kısımdan oluşur; Etki-Tepki analizi, Varyans ayrıştırması ve Granger nedensellik analizi. Etki-Tepki analizi ve Varyans ayrıştırması ile ilerisi için tahmin yapılırken, nedensellik analizi ile veri aralığının ait olduğu dönem hakkında yorum yapılır. Bu çalışmada öncelikle Etki-Tepki analizi ve Varyans ayrıştırması ve son olarak Granger nedensellik analizi yapılacaktır.

#### 4. Tahmin Sonuçları

VAR analizinde kullanılan verilerin durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle, öncelikle değişkenlerin durağan olup olmadığının belirlenebilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, uygulamaya geçmeden önce değişkenlerin durağanlık durumu Dickey-Fuller GLS birim kök testine göre araştırılmıştır. Değişkenlere ait durağanlık test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir. Tablo 2’de görüldüğü gibi GLS test istatistiklerinin mutlak değerleri, kritik tablo değerlerinin mutlak değerlerinden küçük olduklarından değişkenlerin düzey değerleriyle durağan olmadıkları, dolayısıyla birinci farklarına alarak analize devam edilmesi gerektiği görülmektedir.

**Tablo 2: DF-GLS Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	Düzeyde		Birinci Fark	
	Trendsiz*	Trendli**	Trendli*	Trendsiz**
<b>RES</b>	2.838(0)	-0.779(0)	-13.581(0)	-13.628(0)
<b>REER</b>	-0.483(2)	-2.828(2)	-10.849(1)	-10.928(1)

\*Trendsiz asimptotik değerler -2.591, -1.944 , %1 ve %5 düzeylerinde. \*\*Trendli asimptotik kritik değerler -3.602, -3.1772 %1 ve %5 düzeylerinde. Parantez içindeki rakamlar testlerdeki hata terimlerinin beyaz gürültü sağladığı gecikme dönemlerini Schwarz bilgi kriterleriyle göstermiştir.

Değişkenler arasındaki ilişki etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması yoluyla incelenmiştir. VAR analizi, birbirleriyle ilişkili olduğu düşünülen değişkenlerin birlikte nasıl hareket ettiklerini gösteren bir denklem

sistemidir. Bu denklem sisteminde, tüm içsel değişkenler kendi gecikmeleri ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri ile açıklanır. VAR analizinde gecikme sayısı, SIC veya AIC' ye göre tespit edilir. Ancak, AIC ve SIC' ye göre belirlenen gecikme sayılarına göre yapılan analizlerde otokorelasyon problemiyle karşılaşılabilir. Bu nedenle, analizde gecikme sayısı otokorelasyon testi yapılarak araştırılmıştır. Otokorelasyonun olmadığı minimum gecikme sayısı, VAR analizinin ideal gecikme sayısı olarak alınmıştır. Tablo 3'e göre ideal gecikme sayısı 2 olarak belirlenmiştir.

**Tablo 3: Optimal Gecikme Uzunluğunu Belirlenmesi**

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3626,692	NA	6,82E+10	30,62187	30,65114	30,63367
1	-2748,716	1733,724	42746593	23,24655	23,33435	23,28194
2	-2720,883	54,49262	34958884	23,04542	23,19176*	23,10441*
3	-2716,054	9,371642	34716097	23,03843	23,2433	23,12101
4	-2709,975	11,6979	34113421	23,02088	23,28428	23,12705
5	-2703,366	12,60343*	33372733	22,99887	23,3208	23,12863
6	-2698,905	8,433762	33245875*	22,99497*	23,37544	23,14833
7	-2697,547	2,543557	33999537	23,01727	23,45627	23,19422
8	-2696,489	1,964454	34859566	23,0421	23,53963	23,24263

Not: \* işareti ilgili kritere göre uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir. LR: Ardışık Uyumlaştırılmış LR test istatistiğini, FPE; Son tahmin kriterini, AIC; Akaike Bilgi Kriterini, SC; Schwarz Bilgi Kriterini, HQ; Hannan-Quinn Bilgi Kriterini göstermektedir.

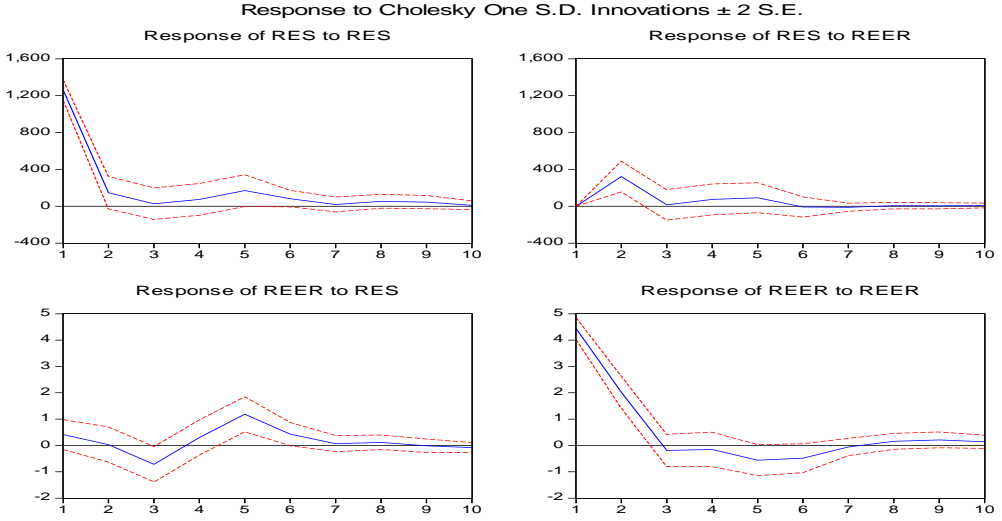
#### 4.1 Etki-Tepki Analizi

VAR analiziyle tahmin edilen katsayıların yorumlanması oldukça karmaşıktır. Bu sebeple VAR modeli sonuçlarını yorumlamak için genellikle, değişkenlerin şoklara verdikleri tepkilerin grafiksel gösterimi yani esas adıyla Etki-Tepki analizi kullanılmaktadır (Kasapoğlu, s.58). Etki-Tepki analizi Etki-Tepki fonksiyonları ve bu fonksiyonların grafiklerinden oluşur.



İlk olarak Etki-Tepki fonksiyonunu tanımlamak gerekirse, herhangi bir deęişkendeki bir standart hatalık şoka karşı içsel (bağımlı) deęişkenin tepkisini ölçen fonksiyonlardır. Daha sonra Etki-Tepki fonksiyonu grafiklerini iyi anlamak için birkaç noktanın üstünde durmak gerekir. Grafiklerdeki yatay eksen (X-ekseni) çeyrek dönemlere ayrılmış olarak tepkinin süresini, dikey eksen (Y-ekseni) ise standart hata cinsinden tepkinin derecesini göstermektedir. Grafik iki kesikli kırmızı çizgi ve bir sürekli mavi çizgiden oluşmaktadır. Sürekli mavi çizgi, modelin hata terimlerinde meydana gelen 1 standart hatalık şoka karşı bağımlı deęişkenin zaman içerisinde gösterdiği tepkidir. Kesikli kırmızı çizgiler ise  $\pm 2$  standart hata için elde edilen güven aralıklarıdır. Bu durum, istatistiksel olarak bir standartlık hataya (s.e.)  $\pm 2$  (s.e.) aralığında tepki olarak da tanımlanabilir. Eğer kesikli kırmızı çizgiler belirli bir süreye kadar aynı anda pozitif veya negatif alanda ise tepki istatistiksel olarak anlamlıdır denir. Kesikli kırmızı çizgilerden yani güven aralıklarından biri pozitif dięeri negatif alanda ise sonuçlar istatistiksel olarak anlamsız kabul edilir (Yamak ve Korkmaz, 2005, s.26)

**Grafik 1:** Bir Standart Hatalık Şoka Deęişkenlerin Tepkisi



Grafik 1’de bir standart hatalı şok için Etki-Tepki fonksiyonu grafikleri verilmiştir. Birinci grafikte rezervlerin rezervlere (Response of RES to RES) sadece ilk ayda yüksek dereceli ve anlamlı bir tepki görülmektedir. İkinci grafikte rezervlerin reel döviz kuruna tepkisi(Response of RES to REER) incelendiğinde sadece ikinci ay civarında düşük dereceli ve anlamlı sonuç bulunmuştur. Üçüncü grafik olan reel döviz kurunun rezervlere tepkisi (Response of REER to RES) incelendiğinde beşinci ay civarında düşük dereceli ve anlamlı bir sonuç çıkmıştır. Son olarak dördüncü grafiğe bakıldığında ve reel döviz kurunun reel döviz kuruna olan tepkisi(Response of REER to REER) incelendiğinde ilk iki ay yüksek dereceli ve anlamlı bir sonuç bulunmuştur.

#### 4.2 Varyans Ayrıştırması

VAR sisteminin dinamiklerini ortaya çıkarmak için alternatif bir yaklaşım varyans ayrıştırmasıdır. Varyans ayrıştırması, içsel değişkenlerden birindeki

değişimi, kendisi dahil, tüm içsel değişkenleri etkileyen ayrı ayrı şoklar olarak ayırmakta, böylece sistemin dinamik yapısı hakkında bilgi sahibi olunmaktadır. Ayrıca, sistemde yer alan değişkenlerden birinde meydana gelecek olan bir değişimin yüzde kaçının kendisinden, yüzde kaçının da diğer değişkenlerden kaynaklandığını gösterir. Tablo 4 ve Tablo 5’te de rezervlerle reel döviz kurunun varyans ayrıştırması sonuçları verilmiştir.

**Tablo 4:** Merkez Bankası Yabancı Para Rezervlerinin Varyans Ayrıştırması

Periyot	S.E.	RES	REER
1	1267,249	100	0
2	1311,341	94,92776	5,072242
3	1314,775	94,83991	5,160087
4	1315,298	94,7761	5,223902
5	1315,74	94,71293	5,287065
6	1.316	95	5,289614
7	1.316	95	5
8	1.316	95	5
9	1.316	95	5
10	1.316	95	5

Tablo 4 ‘ e göre Uluslararası rezervler ve reel döviz kuru için yapılan varyans ayrıştırmasının sonucuna göre 1. dönemin başında rezervlerdeki değişimin %100’ü rezervlerden kaynaklanırken, 10. dönem sonunda değişimin %5’i reel döviz kurundan kaynaklanmaktadır.

Öte yandan Tablo 5’e bakıldığında 1. dönemin başında reel döviz kurunda meydana gelen değişimin %98,5’i kendinden ve % 1,4’ü rezervlerden kaynaklanırken, 10. dönem sonunda reel döviz kurundan kaynaklı değişim %97,6’ya düşmüş ve uluslararası rezervlerden kaynaklı değişim %2,37’ye yükseldiği görülmektedir.

**Tablo 5: Reel Döviz Kurunun Varyans Ayrıştırması**

Periyot	S.E.	RES	REER
1	4,61621	1,441955	98,55804
2	5,048209	1,233466	98,76653
3	5,070435	2,078202	97,9218
4	5,107389	2,358968	97,64103
5	5,113123	2,364522	97,63548
6	5,113317	2,370249	97,62975
7	5,113859	2,372943	97,62706
8	5,113936	2,372919	97,62708
9	5,11394	2,373041	97,62696
10	5,113949	2,373085	97,62692

### 4.3 Toda-Yamamoto (1995) Granger Nedensellik Analizi

Toda-Yamamoto (1995) VAR analizinde bulunan gecikme sayısına, serilerin bütünleşme derecelerini ekleyerek  $\chi^2$  dağılımına sahip Wald testi uygular. Böylece Toda-Yamamoto nedensellik analizinde değişkenlerin düzey değerlerinde standart VAR modeli oluşturarak serilerin eşbütünleşme derecelerinin belirlerken oluşan sorunları ortadan kaldırır (Zapata ve Rambaldi, 1997: 289). Buna göre oluşturulan VAR(4) süreci;

$$RES_t = \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{1i} RES_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{1i} REER_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$REER_t = \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2i} REER_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} RES_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

şeklinde ifade edilebilir.  $d_{\max}$  modelde yer alan değişkenlerin maksimum bütünleşme derecelerini,  $k$  ise VAR modelinden elde edilen optimal gecikme uzunluğunu,  $\varepsilon_t$  ise beyaz gürültü varsayımına dayalı hata düzeltme terimini ifade eder. Denklem 3'de yer

alan  $i \leq k$  için sıfır hipotezi  $\beta_{1i} = 0$  olarak test edilir. Alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda reel döviz kurundan merkez bankası yabancı para rezervlerine doğru nedensellik ilişkisi bulunurken, 4'deki denklem için sıfır hipotezi  $i \leq k$  için  $\beta_{2i} = 0$  olarak test edilir ve yine alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda ise merkez bankası yabancı para rezervlerinden reel döviz kuruna doğru nedensellik ilişkisi bulunur.

Tablo 6'da verilen Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik analiz sonuçlarına göre ise uluslararası rezervlerden reel döviz kuruna Granger nedensellik ilişkisi bulunamazken reel döviz kurundan uluslararası rezervlere Granger nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

**Table 6.** Toda Yamamoto (1995) doğrusal Granger tipi Nedensellik Analiz Sonuçları

<b>H<sub>1</sub></b>	<b>MWALD</b>	<b>p-değeri</b>	<b>Sonuç</b>
<i>RES</i> → <i>REER</i>	0.862	0.649	Red
<i>REER</i> → <i>RES</i>	14.944	0.000	Kabul

## 5. Sonuç

Bu çalışmada uluslar arası rezervler ile reel döviz kuru arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu ilişki 1990:01-2010:05 dönemine ait aylık veriler kullanılarak, vektör otoregresif (VAR) modeli uygulanmıştır. Model gereği öncelikle DF-GLS birim kök testi seriler durağan hale getirilmiştir. Daha sonra önce Etki-Tepki analiziyle gelecek 10 aylık tahmini dönem incelenmiş ve anlamlı bir sonuç bulunamamıştır. İkinci olarak Varyans ayrıştırması yapılmış yine gelecek 10 aylık tahmini dönem incelenmiş ve anlamlı bir sonuç çıkmamıştır. Son olarak veri aralığının ait olduğu dönem için Toda-Yamamoto Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Sonuç olarak Kasman ve Ayhan (2008) 1982:01-2005:11 dönemine ait verilerin kullanıldığı çalışmayla aynı sonuç elde edilmiştir. Rezervlerden reel döviz kuruna

Granger nedensellik bulunmuştur. Bu ilişki, iktisadi açıdan bakılırsa TCMB'nin son dönemdeki görevlerinden biri olan enflasyon hedeflemesi politikasının bir sonucu olarak ortaya çıkmış denilebilir. Ekonometrik açıdan bakılırsa VAR analizi altında üç ayrı analiz yapılmış sadece Granger nedensellik analizinde rezervler ve reel döviz kuru arasında bir ilişkiye rastlanmıştır. Sonuç olarak VAR analizi ile uluslararası rezervler ve reel döviz kuru arasında iktisadi açıdan anlamlı ancak ekonometrik açıdan çok kuvvetli olmayan bir ilişki bulunmuştur.

## KAYNAKÇA

CHAREZMA, W. W. ve D. F. DEADMAN; (1993), *New Directions in Econometric Practice*, USA: Edward Elgar.

DAVIDSON, R. ve J .G. MACKINNON; (1993), “Estimation and Inference in Econometrics”, London: Oxford University Press.

GÖKSU, Eşref Mehmet; (2010), “Uluslararası Rezervleri Belirleyen Faktörler ve Rezerv Birikiminin Maliyetleri”, Marmara Üniversitesi Bankacılık Anabilim Dalı Doktora Tezi Erişim Tarihi: 20.12.2011 <http://tez2.yok.gov.tr>

GRANGER, C.W.J.; (1986), “Developments in the study of cointegrated economic variables”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, p. 213–228.

GREEN, W.H.; (1993), *Econometric Analysis*, 2nd Ed., Macmillan, New York.

GREGORY, A.W., Hansen, B.E.; (1996), “Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts”, *Journal of Econometrics*, vol.70, p.99–126.

GUJARATİ, D.N.; (1999), *Temel Ekonometri*, (Çev. Şenesen, Ü.; Şenesen, G.G.), Literatür Yayınları, İstanbul.

IMF; (1993), *Balance of Payments, Manual*, 5th edition, Eylül 1993.

KASAPOĞLU, Ö.; (2007), “Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye için Uygulama”, TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara, Şubat 2007.

MAHLEBİCİLER, Özge; (2006), “Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Rezerv Yönetim Politikaları ve Kredi Mektuplu Döviz Tevdiat Hesaplarının Analizi”, TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara, Ekim 2006, Erişim Tarihi:05.01.2012

<http://www.tcmb.gov.tr/kutuphane/TURKCE/tezler/ozgemahlebiciler.pdf>

ÖZGEN, F. B. ve GÜLOĞLU, B.:(2004), “Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi”, ODTÜ Gelişme Dergisi, C.31.

SIMS, C.A.; (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48(1): 1-49.

ŞAHBAZ, Ahmet; (2011), “Merkez Bankası Rezerv Tutmalı mı ?” , Erişim

Tarihi:12.02.2012

<http://www.sde.org.tr/tr/haberler/1557/merkez-bankasi-rezerv-tutmali-mi.aspx>

TODA, H. Y. ve YAMAMOTO, T.; (1995), “ Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, 66, p. 225–250.

WILLIAMSON, J.; (1988), “Exchange Reserve as Shock Absorbers”, in Dornbusch, R. and Helmers, Tools for Policymakers in Developing Countries, Oxford University Press, p.165-185.

YAMAK, R. ve KORKMAZ, A.; (2005), “Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi”, *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 2, 11-29.

ZAPATA, H.O.ve RAMBALDÍ. A.N. ; (1997), “Monte Carlo evidence on cointegration and Causation”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59: 285-29.