

# Türkiye’de doğrudan yatırımların belirleyicileri üzerine bir analiz: CCC-MGARCH Modeli ile tahmin

Hilal Bozkurt

*Kocaeli Üniversitesi, İİBF İktisat Bölümü, Umuttepe Yerleşkesi, İzmit, Kocaeli  
e-mail: hilal.bozkurt9@hotmail.com*

## Özet

Doğrudan yabancı yatırımlar, 1970’li ve 1980’li yıllarda gelişmiş ekonomiler arasında şekillenirken, 1990’lı yıllardan itibaren gelişmekte olan ekonomilere yönelmeye başlamıştır. Gelişmekte olan bir ekonomi olarak Türkiye de artan bu yatırımlardan payını almıştır.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisinde doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerini, iten (push) ve çeken (pull) faktörler yaklaşımı ile incelemektir. Çalışma 1992.01-2008.03 dönemini kapsamaktadır. CCC-MGARCH modeli kullanılarak, sabit koşullu korelasyon katsayıları hem tüm dönem, hem de 2002 sonrası alt dönem için elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre her iki dönem için, yabancı yatırımları çeken faktörler, iten faktörlere göre daha etkindir.

*Anahtar kelimeler:* Doğrudan yabancı yatırımlar, iten ve çeken faktörler, CCC-MGARCH.

*JEL kodları:* C32, F32.

## 1. Giriş

Gelişmekte olan ekonomiler açısından temel ekonomik hedefler, sürdürülebilir bir ekonomik büyüme, teknolojik ilerleme, ihracatta rekabet payının artırılması, istihdam artışı, büyümenin motoru olan yatırımlardaki artış şeklinde sıralanabilir. Gerek dünya ekonomisinde yaşanan küreselleşme eğilimleri, gerekse yurt içi tasarrufların yetersizliği, gelişmekte olan ekonomilerin rekabet şansını zayıflatmaktadır. Kalkınma hedefini gerçekleştirirken sermaye birikiminde yaşanan yapısal darboğazlar, dış finansman kaynaklarının alternatif bir araç olarak görülmesine yol açmaktadır. Sözü edilen kaynaklardan biri yabancı yatırımlardır.

Literatürde yabancı yatırım genel olarak ikiye ayrılmaktadır: i) Doğrudan yabancı yatırımlar (FDI: Foreign direct investment): Yabancı yatırımcının, başka bir ülkede kalıcı bir ekonomik bağ oluşturma amacıyla fabrika, teknoloji gibi konularda yaptığı uluslararası yatırım kategorisidir. UNCTAD'ın basın bildirilerinde, doğrudan yabancı yatırım, yatırımcının ortaklık hisselerinin en az %10'una ya da daha fazlasına sahip olması şeklinde ifade edilmektedir<sup>1</sup>ii) Portföy yatırımları (FPI: Foreign portfolio investment): Diğer bir ülkede risk-getiri avantajlarından yararlanmak üzere menkul kıymetlere (hisse senedi, tahvil, bono) yapılan yatırımlardır.

Yabancı sermaye girişini sağlayacak ülke, daha ziyade doğrudan yatırımları tercih eder. Çünkü portföy yatırımlarının ülkeye girişi kadar çıkışı da o ölçüde kolay ve hızlıdır. Buna karşılık, doğrudan yabancı yatırımlar tanımında da verildiği gibi, o ülke ile uzun dönem bağ kurma niyetini ifade etmekte ve yatırımcıya yatırımını kontrol etme imkanını tanımaktadır. Dolayısıyla, söz konusu ülkeye (yatırımın yapıldığı ülke) teknolojik ilerleme, bilgi birikimi, ekonomik kalkınma, know how, yönetim becerisi, istihdam ve ihracat artışı açılarından katkıda bulunmaktadır. Bu noktada, uzun döneme yayılan bir ekonomik işbirliği için ülkeye gelen yabancı sermaye, birtakım risk faktörlerini göz önünde bulunduracaktır. Mevcut ekonomik ve siyasi ortam, coğrafi konum, uzaklık, bürokratik faktörler, ülkenin gelişmişlik düzeyi, ücretler, uluslar arası ekonomik ve siyasi iklim, global trend önemlidir. Yatırım yapılacak ülkedeki uygulama ve mevzuat kolaylığı, etkili tanıtım politikalarının yanı sıra, yatırım yapılacak ülkenin makroekonomik politikalarındaki istikrar ve siyasi ortam önemli bir yer tutmaktadır.

1980'li yıllarda doğrudan yabancı yatırımlar daha çok gelişmiş ekonomiler arasında şekillenirken, 1990'lı yıllardan sonra gelişmekte olan ekonomilere yönelmiş, portföy yatırımları ve yabancı doğrudan yatırımlar önemli ölçüde artış göstermiştir. Türkiye ekonomisi de, bir gelişmekte olan ekonomi olarak, 1990'lı yılların başında, artmaya başlayan yabancı yatırımlardan payını almıştır. Kamu kaynaklarının büyük bir bölümünün cari açığı ve borç faiz ödemelerini kapatmak üzere kullanıldığı düşünüldüğünde, tasarruf açığının doğrudan yabancı sermaye ile kapatılmasının önemi bir kez daha ortaya çıkmaktadır.

Çalışmada, Türkiye ekonomisi için hayli önem arz eden doğrudan yabancı yatırımlar ve bu yatırımların belirleyicileri konusunu incelemek üzere CCC-MGARCH modeli kullanılmıştır. Ekonometrik bir analizde, çok değişkenli bir sistem içinde, ele alınan değişken sayısı arttıkça, modellerin tahmini güçleşmektedir. Henüz en iyi tahmini veren bir tahmin yöntemi bulunamamakla birlikte, çok değişkenli bir sistem için Bollerslev (1990) tarafından ileri sürülen Sabit Koşullu Korelasyon Modeli (Constant Conditional Correlation Model)(CCC)nin sözü edilen bu güçlüğü giderme anlamında iyi sonuçlar verdiği söylenebilir. Model, zaman içinde varyans ve

<sup>1</sup> Bu konuda bkz. [www.unctad.org](http://www.unctad.org).

kovaryansların değişebileceği, fakat korelasyonların sabit olduğu yaklaşımı üzerine kurulmuştur. Modelde volatilité (oynaklık) tek değişkenli bir sistem içinde tahmin edilmekte ve ardından büyük kovaryans matrislerinin hesaplanabilmesine imkan tanınmaktadır. Bu haliyle model, serilerdeki volatilitenin ölçülmesine ve gözlenemeyen bazı etkilerin modele dahil edilmesi suretiyle seriler arasındaki ilişkilerin analiz edilmesine imkan tanımaktadır. Bu sayede, doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerinin önem sıralaması, gözlenemeyen etkilerin modele dahil edilmesi suretiyle, koşullu korelasyonlar yardımı ile analiz edilmektedir.

## 2. Literatür

Literatürde doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerini ortaya koymaya yönelik çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmalardan biri Bevan ve Estrin (2000)'e ait olup, Doğu Avrupa ülkelerine ilişkin panel veri seti ile yabancı doğrudan yatırımlarının belirleyicilerini analiz etmişlerdir. Elde ettikleri sonuçlara göre temel belirleyiciler, işçi başına emek maliyeti, piyasa büyüklüğü, risk faktörüdür. Risk faktörünün ise, sanayi büyüklüğü, özel sektörün piyasadaki payı, uluslar arası rezervler, bütçe dengesi ve yolsuzluk gibi parametrelerle ifade edileceğini belirtmişlerdir. OECD (2000) raporunda, Çin ekonomisine yönelik doğrudan yatırımların belirleyicileri olarak, piyasa büyüklüğü, birim emek maliyeti ve verimliliği, fiziksel, finansal ve teknolojik altyapı, uluslar arası ticarete açıklık, ekonomik politikaların uygulanmasındaki tutarlılık ve yatırım indirimi gibi faktörler sıralanmıştır. Calvo, Leiderman ve Reinhart (1993), 10 Latin Amerika ülkesi'nin 1988-1991 dönemi için yaptıkları kapsamlı analizde, sermaye girişlerinin karakteristiğini incelemişlerdir. Analizlerinde ilk önce sermaye girişleri (sıcak para) ile uluslar arası rezervler, yurici tasarruflarla yatırımlar arasındaki farkı ortaya koymuşlar, ardından sermaye girişleri ile reel döviz kurunun değerlendirilmesi üzerine dışsal faktörlerin rolünü sorgulayarak, sermaye girişlerinin ekonomik politikalar üzerine etkilerini incelemişlerdir.

Dasgupta ve Rahta (2000), gelişmiş ekonomilerden yükselen ekonomilere olan sermaye girişleri üzerinde etkili olabilecek faktörleri, yabancı sermayeyi iten (push) ve çeken (pull) faktörler şeklinde ayrıma tabi tutmuşlardır. Dışsal etkenleri ifade eden iten faktörler arasında gelişmiş ekonomilerdeki faiz oranları ve sanayi üretim kapasiteleri ele alınırken, ülkenin kendi içsel dinamiklerini ifade eden çeken faktörler olarak, yurt içi faiz oranı, enflasyon oranı, döviz kuru, sanayi üretimi gibi değişkenler sıralanmıştır. Elde ettiği bulgulara göre, portföy yatırımları, başta cari açığı artıran negatif, doğrudan yabancı yatırımlardaki artış, kişi başına düşen gelir düzeyi ve ekonomik büyümeden pozitif yönlü etkilenmektedir. Ayrıca hem portföy yatırımları hem de doğrudan yatırımlar, Dünya Bankası'nın borç verme taahhütlerindeki değişimlerden bir yıl gecikmeyle pozitif olarak etkilenmektedir. Fernandez ve Arias (1996), 1989 sonrası gelişmekte olan ekonomilere yönelik analizlerinde, sermaye girişlerinin

belirleyicilerini iten-çeken faktörler kapsamında incelemişlerdir. Elde ettikleri sonuçlara göre uluslar arası faiz oranlarının azalması nedeniyle, gelişmekte olan ekonomilerin kredi itibarlarının artması, yabancı sermaye girişinin artmasında temel faktördür. Dolayısıyla yabancı sermayeyi belirlemede, iten faktörler dominanttır. Kim (2000), Latin Amerika ve Doğu Asya ülkeleri için sermaye girişlerinin doğasını incelediği çalışmasında, iten faktörlerin çeken faktörlere göre daha etken olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Hernandez, Mellado ve Valdes (2001)'e göre, sermaye girişlerini belirleyen temel faktörler, çeken faktörlerdir. Cari açık ise sermaye girişini negatif yönde etkileyen en kritik değişkendir. Çulha (2006), Türkiye ekonomisinin 1992-2005 dönemine ilişkin yaptığı analizinde, sermaye girişlerinin belirleyicilerini ortaya koyarken, yabancı sermayeyi iten ve çeken faktörler ayrımını göz önünde bulundurmuştur. İten faktörler olarak, ABD'nin 3 aylık hazine faiz oranı ve sanayi üretim indeksini, çeken faktörler olarak, yurt içi hazine faiz oranı, bütçe dengesi, cari işlemler açığı, İMKB fiyat indeksi gibi değişkenleri analiz etmiştir. Elde ettiği sonuca göre, özellikle kriz sonrası dönemlerde, sermaye girişlerini belirlemede, çeken faktörler iten faktörlere oranla daha etkindir.

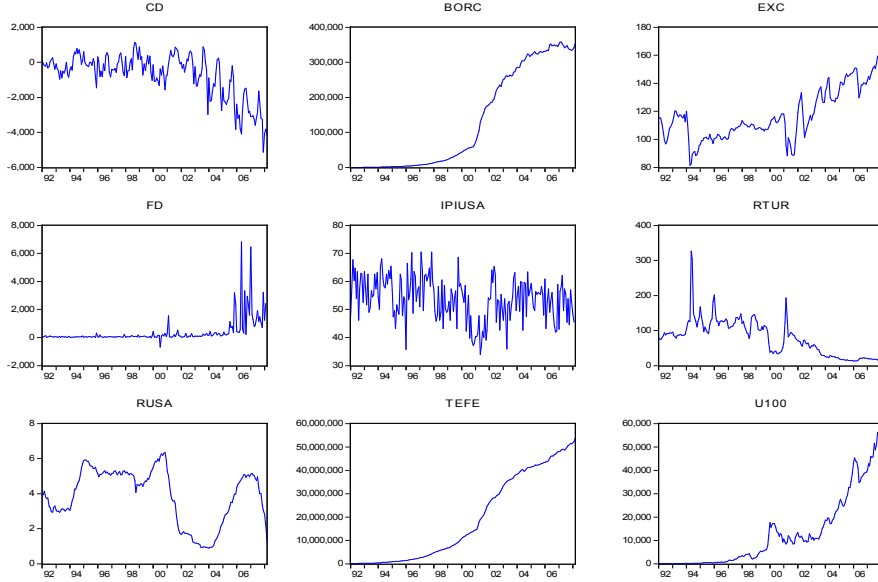
Çalışmada, literatürde sözü edilen analizler referans alınarak, doğrudan yabancı yatırımlarla, yatırımları iten ve çeken faktörler arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Üçüncü bölümde analizde kullanılacak değişkenlere ilişkin genel bilgi verildikten sonra, dördüncü bölümde kullanılan ekonometrik model tanıtılmış ve son bölümde analiz sonuçlarına yer verilmiştir.

### 3. Data

Analizde yer alan değişkenler, doğrudan yabancı yatırımlar (fd), toptan eşya fiyat indeksi (log)(tefe), cari açık (cd), İMKB Ulusal 100 indeksi (log)(u100), toplam borç stoku (log)(borc), Amerika faiz oranı (log)(R<sub>USA</sub>), Amerika sanayi üretim indeksi (log) (IPI<sub>USA</sub>), reel döviz kuru (log)(exc), hazine iskontolu ihalelerin yıllık bileşik faiz oranı (log)(R<sub>Türkiye</sub>) serileridir. Değişkenler 1992.01-2008.03 dönemine ilişkin değerleri ile ele alınmıştır. Veriler, TCMB, Hazine Müsteşarlığı ve Federal Reserve Board internet adreslerinden temin edilmiştir.

Şekil 1'de değişkenlerin grafikleri yer almaktadır.

**Şekil 1**  
Grafiksel Görünüm



Şekilden izleneceği gibi, doğrudan yabancı yatırımlar 2001 sonrası dönemde bir artış göstermekte ve bu artış 2005 döneminden sonra hızlanmaktadır. Tablo 1’de serilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler izlenebilir.

**Tablo 1**  
Tanımlayıcı İstatistikler (1992:01-2008:03)

	TEFE	U100	IPIUSA	RUSA	R <sub>Türkiye</sub>	FD	EXC	CD	BORC
Mean	18847898	12712.14	53.77	3.90	77.95	370.87	117.16	-718.22	130385.4
Median	11071248	8540.962	54.50	4.43	82.67	85.00	112.25	-406.50	45210.00
Maximum	52307337	56261.74	70.51	6.36	326.95	6825.00	159.80	1132.00	358071.0
Minimum	131696.7	35.289	33.97	0.90	13.88	-697.00	81.50	-5125.00	250.000
Std. Dev.	18414996	15052.38	7.70	1.55	51.38	880.82	18.18	1217.02	140966.1
Skewness	0.461	1.269	-0.26	-0.54	1.05	4.694	0.55	-1.17	0.489
Kurtosis	1.558	3.524101	2.59	2.06	6.03	29.69	2.42	3.84	1.463
Jarque-Bera	23.669	54.27171	3.52	16.54	110.53	6471.47	12.47	50.29	26.821
Probability	0.000	0.000	0.17	0.00	0.00	0.00	0.001	0.00	0.000

Tabloda yer alan değerlere göre, tefe, U100, R<sub>Türkiye</sub>, fd, exc ve borc serileri sağa eğik, diğer değişkenler ise sola eğik bir görünüm arz etmektedir. IPI<sub>USA</sub> dışındaki değişkenlerde ise normallikten sapma

mevcuttur.  $U_{100}$ ,  $R_{Türkiye}$ ,  $fd$  ve  $cd$  değişkenlerinde kurtosis (basıklık) değeri oldukça yüksektir. Bu görünüm, finansal serilerde rastlanan tipik bir görünümdür.

Tablo 2’de seriler arasındaki pearson korelasyon katsayılarına yer verilmiştir. Tablodan elde edilen bilgilere göre,  $fd$  ile  $IPI_{USA}$ ,  $R_{TÜRKİYE}$  ve  $CD$  arasında negatif yönlü bir ilişki gözlenmektedir. Amerika sanayi üretim indeksinde meydana gelecek artış, ekonomide enflasyon ve faiz oranlarında artış beklentisini beraberinde getireceği için, yabancı yatırımların Türkiye’ye yönelmesinde negatif bir etki yaratabilir. Yabancı yatırımcı için dışsal kırılganlık göstergesi olarak cari açık düşünüldüğünde, riskin artması doğrudan yatırımları olumsuz yönde etkileyecektir.

**Tablo 2**  
Pearson Korelasyon Katsayıları

	FD	$R_{USA}$	$IPI_{USA}$	EXC	$R_{TÜRKİYE}$	U100	CD	TEFE	BORÇ
FD	1.000								
$R_{USA}$	0.069	1.000							
$IPI_{USA}$	-0.179	-0.023	1.000						
EXC	0.499	-0.295	-0.074	1.000					
$R_{Türki}$	-0.376	0.344	0.149	-0.802	1.000				
U100	0.607	-0.104	-0.177	0.867	-0.740	1.000			
CD	-0.591	0.025	0.101	-0.792	0.638	-0.821	1.000		
TEFE	0.501	-0.443	-0.204	0.841	-0.783	0.899	-0.684	1.000	
BORÇ	0.492	-0.479	-0.179	0.826	-0.775	0.873	-0.667	0.994	1.000

Analizde  $fd$  ile  $R_{USA}$  arasındaki korelasyon beklendiği gibi negatif değil pozitif gözlenmektedir. Amerika’nın faiz oranlarında artış olması, bir yatırımcı için alternatif bir kazanç kaynağı olacağı için Türkiye’ye yabancı doğrudan yatırımları azaltma yönünde etki yaratabilir. Öte yandan  $fd$  ile  $exc$ ,  $U100$  indeksi,  $tefe$  ve  $borç$  soku arasında pozitif yönlü bir ilişki gözlenmektedir. Enflasyonda meydana gelecek artış ile  $fd$  arasındaki pozitif yönlüdür.  $U100$  indeksindeki artışlar, hisse senedi ya da tahvillerin değerinin korunduğu yönünde bir etki bırakacağı için  $fd$  yatırımlarını pozitif yönde etkilemesi beklenebilir.  $fd$  ile en yüksek korelasyona sahip değişkenler ise,  $U100$ ,  $cd$ ,  $tefe$  ve  $exc$  değişkenleridir. Amerika’ya ilişkin veriler içinde ise  $IPI_{USA}$  anlamlı bir korelasyon değerine sahiptir.

Tablo 2’de verilen bilgiler, bazı değişkenler arasında yüksek korelasyon olduğunu göstermektedir. Bu durum, değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı olabileceği izlenimi vermektedir. Bu amaçla çoklu doğrusallık, VIF (Varyans Büyütme Faktörü) kriteri ile incelenmiştir. Öte yandan, değişkenlerden bazılarının içsel karakterde olabileceği düşüncesi ile bu durum, Hausmann (1978) Dışsallık Testi ile irdelenmiştir. Sonuçlar Tablo 3’de yer almaktadır.

**Tablo 3**  
Hausman Dışsallık ve VIF Testleri

Değişkenler	t istatistiği*	VIF
R <sub>USA</sub>	-0.083	1.070
IPI <sub>USA</sub>	0.311798	1.454
EXC	1.065826	4.570
R <sub>TÜRKİYE</sub>	0.124782	1.142
U100	1.278603	1.543
CD	-0.205845	2.602
TEFE	1.658744	2.171
BORÇ	-1.072983	2.019

\*t-istatistikleri, Hausman testine ilişkin değerlerdir.

Elde edilen sonuçlara göre, Hausman Dışsallık testine ilişkin t-istatistikleri anlamlı değildir. Bu nedenle “değişken dışsaldır” hipotezi, tüm değişkenler için kabul edilmektedir. O halde tabloda yer alan değişkenler, birer dışsal değişken gibi işlem görebilirler. VIF kriterine göre, değişkenlere ilişkin sonuçlar, 5’den küçük olması sebebiyle, çoklu doğrusal bağlantının zararlı olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 4’de serilere ilişkin Phillips-Perron (PP) birim kök testi ve ARCH-LM testi sonuçları yer almaktadır. PP testi, ADF testinden farklı olarak, hata terimlerini zayıf bağımlı ve heterojen kabul eden bir yapıda olduğu için, birim kökün varlığı incelenirken, heteroskedastik bir yapı altında PP testinin kullanılması daha uygun olacaktır (Phillips ve Perron:1988).

**Tablo 4**  
Phillips-Perron Testi

Değişkenler	PP Testi (I(0))	PP Testi (I(1))	ARCH-LM Testi (F)
R <sub>USA</sub>	-1.806(9)	-9.059(7) <sup>a</sup>	3.507 <sup>b</sup>
IPI <sub>USA</sub>	-11.482(8) <sup>a</sup>		1.314
Exc	- 3.438(5) <sup>b</sup>		14.481 <sup>a</sup>
R <sub>Türkiye</sub>	- 3.062(1)	-10.992(5) <sup>a</sup>	5.982 <sup>a</sup>
U100	- 1.263(3)	- 11.113(10) <sup>a</sup>	5.443 <sup>a</sup>
FD	-12.288(6) <sup>a</sup>		2.281 <sup>b</sup>
CD	- 4.640(3) <sup>a</sup>		2.542 <sup>b</sup>
TEFE	0.676(5)	- 8.164(7) <sup>a</sup>	1.314
Borç	-4.254(8) <sup>a</sup>		11.798 <sup>a</sup>

a,b ve c sırasıyla, %1, %5 ve %10 anlamlılığa işaret eder.

PP sonuçlarına göre R<sub>USA</sub>, U100, R<sub>Türkiye</sub> ve tefe serileri I(1), diğer seriler I(0) süreci izlemektedir. ARCH-LM sonuçlarına göre, IPI<sub>USA</sub> ve tefe dışındaki serilerde GARCH yapısının gözlemlendiği söylenebilir.

Analizde Çok Değişkenli (Multivariate) GARCH (MGARCH) modeli tahmin edilmiştir. Bir sonraki bölümde öncelikle MGARCH modelleri kısaca tanıtılmış, ardından Sabit Koşullu Kovaryans (CCC) MGARCH modeline ilişkin tahmin sonuçları verilmiştir.

#### 4. Model

Makro ekonomik değişkenlere ilişkin seriler, ele alınan dönem itibariyle beklenen değeri etrafında toplanır. Ancak serilerde öngörülemez ani artış ya da azalışlar, varyansın değişmesine neden olur. Stok fiyatları, enflasyon oranı, döviz kuru, faiz oranı vb. değişkenlerde, değişen varyanslı (heteroskedastik) yapı tek değişkenli (univariate) ARCH, GARCH modelleri ile ifade edilir. Ancak bu denklemler tek değişkenlere uygulanabilen modellerdir. Birden fazla sayıda değişken olması durumunda, çok değişkenli (multivariate) GARCH (MGARCH) modelleri kullanılır. Böyle bir yapı içinde çok sayıda parametre olacağından En Çok Benzerlik (Maksimum Likelihood) Yöntemi ile tahmin güçleşir.

İlk olarak Engle (1982,1983,1995) tarafından ele alınan ARCH modelinde, koşullu ve koşullu olmayan varyans tanımlamalarından yola çıkarak, değişkenlik ve belirsizlik arasındaki ayrıma dikkat çekilmiştir. Koşulsuz varyansla ifade edilen değer, serinin değişkenliği, koşullu varyansla ifade edilen oynaklık (volatility) ise serinin belirsizliği olarak kullanılmaya başlanmıştır. Koşullu olmayan varyans, geleneksel ekonometri modellerinde varsayıldığı gibi sabit iken, koşullu varyans, tesadüfi değişkenin geçmiş değerlerine bağlı olacaktır.

Bir ARCH yapısı (1) gibi düşünüldüğünde,

$$\begin{aligned} Y_t / \psi_{t-1} &\sim N(Y_{t-1}, \beta, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 \\ e_t &= Y_t - Y_{t-1} \beta \end{aligned} \quad (1)$$

bu yapı altında varyans sabit olmayacaktır.

Bollerslev (1986,1987) ARCH yapısının uzantısı olarak GARCH modelini ortaya koymuştur. Model, ARCH modelinde yer alan varyans eşitliğinin ARMA yapısı ile ifade edilmesi üzerinedir. Bu şekilde daha esnek bir gecikme yapısına ve daha uzun dönem bilgisine izin verilmektedir.

GARCH (p,q) modeli (2)'de yer almaktadır:

$$\begin{aligned} E_t / \psi_{t-1} &\sim N(0, \sigma_t^2), \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha(L)e_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \end{aligned} \quad (2)$$



Modelde koşullu varyans terimi, hem hata terimlerinin gecikmeleri, hem de varyansın kendi gecikmeleri ile ifade edilmektedir.

Drost-Nijman (1991)'de ifade edildiği gibi, tüm  $\alpha$  ve  $\beta$  parametrelerinin,

$$\sigma_t^2 = \phi(L)e_t^2 = (1 - \beta(L))^{-1} \alpha(L)e_t^2$$

negatif olmaması gerekir. Serinin durağanlığı denklem köklerinin birim çember dışına düşmesi ile sağlanır.

$$\alpha(1) + \beta(1) < 1$$

ise, hata payı kovaryans durağandır (Milhoj:1987:99-103).

Bu durum aynı zamanda hata terimlerinin ARMA yapısı içinde ardışık bağımlı olmadığı bir durumu ifade eder (Bollerslev, Chou and Kroner,1992).

Çok değişkenli ARCH-GARCH modelleri özellikle finans dünyasında kullanılan tekniklerdir. Bu tür modellerin çözümü, tek değişken içeren yalın ARCH-GARCH modellerinin tahminine göre daha karmaşık yöntemler içermektedir. Sistemin bütününe ilişkin yapının daha basit ortaya konması üzerine bir çok teknik geliştirilmiştir.

Bu tekniklerden biri Engle-Rothschild (1990) tarafından geliştirilen Faktör ARCH modelidir. Modelde varlık getirilerinde, ikinci momentlerin (varyans, kovaryans) değişkenliği üzerine tanımlanmış ve varlık risk primi ve oynaklığı arasındaki dinamik ilişkiler çok değişkenli bir sistem içinde, ARCH yapısı üzerine inşa edilerek incelenmiştir. Bu haliyle model, varlık getirisini tek değişkenli zaman serisi ile açıklamaya çalışan modellere bir alternatif geliştirerek, varlık risk priminin kendi varyansının diğer varlıklarla olan kovaryansına bağlı olabileceğini ortaya koymuştur.

Engle-Kroner (1995) tarafından geliştirilen bir diğer modelde, n değişkenden oluşan bir sistemde, tek değişkene ilişkin GARCH tahmini kullanılarak, sıfır ortalamaya sahip hata terimine ilişkin n boyutlu varyans-kovaryans matrisi elde edilmektedir.

$$E_t / \xi_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

Burada  $H_t$ , zayıf eksojen değişkenler (x),  $h_t$ 'nin p gecikmeli değerleri ve  $e_t$ 'nin karelerinin gecikmeli değerlerinden oluşacaktır.

$$\begin{aligned} h_t &= \text{vec} H_t \\ \tilde{X} &= \text{vec}(x_t x_t') \\ \eta_t &= \text{vec}(e_t e_t') \end{aligned} \quad (3)$$

Vec, vektör operatörü olmak üzere,

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 X + \lambda_1 \eta_{t-1} + \dots + \lambda_q \eta_{t-q} + \gamma_1 h_{t-1} + \dots + \gamma_p h_{t-p} \quad (4)$$

eşitliği ile belirlenecektir.

$\beta_0; n^2 \times 1$  parametre vektörü,

$\beta_1; n^2 \times j^2$  parametre matrisi,

$\lambda_i$  ve  $\gamma_i; n^2 \times n^2$  parametre matrisi

olmak üzere,

$$h_t = \begin{bmatrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \beta_0 \cdot \beta_1 \cdot \lambda_1 \cdot \cdot & \cdot & \cdot & \lambda_q \cdot \gamma_1 \cdot \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \approx \\ x_t \\ \eta_{t-1} \\ h_{t-p} \end{bmatrix} \quad (5)$$

şeklinde elde edilecektir.

GARCH (1,1) modeli için düşündüğümüzde vektör gösterimi aşağıdaki gibi olacaktır:

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{01} \\ \beta_{02} \\ \beta_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-1}^2 \\ e_{1,t-1} e_{2,t-1} \\ e_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Vektör gösterimi aşırı parametrelaşmeyi beraberinde getireceğinden, Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988), kovaryans matrisinin her bir elemanının sadece kendi geçmiş değerleri ile belirleneceği diagonal (köşegen) gösterimi kullanmışlardır. Diagonal gösterim,

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{01} \\ \beta_{02} \\ \beta_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-1}^2 \\ e_{1,t-1} e_{2,t-1} \\ e_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \gamma_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (7)$$

şeklindedir. Dolayısıyla,

$$h_{11,t} = \beta_{01} + \lambda_{11} e_{1,t-1}^2 + \gamma_{11} h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = \beta_{02} + \lambda_{22} e_{1,t-1} e_{2,t-1} + \gamma_{11} h_{12,t-1} \quad (8)$$

$$h_{22,t} = \beta_{03} + \lambda_{33} e_{2,t-1}^2 + \gamma_{22} h_{22,t-1}$$

şeklindeki diagonal gösterim ile,  $\frac{n(n+1)}{2}$  kadar parametre tahmin edilmiş olacaktır. Yalnız bu gösterimde  $h_t$ 'nin pozitif belirli olması gerekir. Vektör ya da diagonal gösterimde bu kısıtlamanın gerçekleşmesinin güçlüğünden yola çıkarak, Engle ve Kroner (1995) BEKK (Baba,Engle,Kraft,Kroner) modelini öne sürmüşlerdir.

GARCH (1,1) modeli için BEKK,

$$\begin{aligned} h_{11} &= \beta_{11} + \lambda_{11}^* e_1^2 + 2\lambda_{11}^* \lambda_{21}^* e_1 e_2 + \lambda_{21}^{*2} e_2^2 \\ h_{12} &= \beta_{12} + \lambda_{11}^* \lambda_{12}^* e_1^2 + (\lambda_{21}^* \lambda_{12}^* + \lambda_{11}^* \lambda_{22}^*) e_1 e_2 + \lambda_{21}^{*2} \lambda_{22}^* e_2^2 \\ h_{22} &= \beta_{13} + \lambda_{12}^{*2} e_1^2 + 2\lambda_{12}^* \lambda_{22}^* e_1 e_2 + \lambda_{22}^{*2} e_2^2 \end{aligned} \quad (9)$$

şeklinde elde edilir. Böylece  $n=2$  değişkenli bir sistem için 18 ( $(n^2 \times n^2)$  iki tane de sabit parametre) adet parametre tahmin edilirken, BEKK modelinde 8 adet parametre tahmin edilmiş olacaktır.

Tse (2000), BEKK ve Faktör Yöntemleri ile tahmin edilen MGARCH modelinin parametrelerinin yorumlanmasının güç olduğu ve varyans-kovaryansların gelecek üzerindeki net etkilerinin görülemediğini ileri sürerek, LM (Lagrange Multiplier) testini kullanarak, sabit korelasyon hipotezi altında MGARCH modelini tahmin etmiştir. Sabit korelasyon varsayımı altında, LM testi ile parametreler üzerine konulacak kısıtlamalar yardımıyla tahmin edilen korelasyon matrisi, standartlaştırılmış hata terimlerine ilişkin korelasyon matrisine eşit olacaktır. Tek değişkenli GARCH sürecinden elde edilen hata terimleri standartlaştırılarak, standartlaştırılmış hataların varyans-kovaryans matrisi elde edilir.

Tse ve Tsui (2002), korelasyonun zaman boyutu içinde sabit değil değişebilir olabileceği varsayımı altında MGARCH modelini geliştirmişlerdir. Her bir koşullu varyans tek değişkenli GARCH modeli ile tahmin edilmekte ve koşullu korelasyon matrisi otoregresif hareketli ortalama formu ile ifade edilmektedir. Model vektör gösterimi üzerine kurulmuştur. Koşullu korelasyon matrisinin pozitif belirli olmasını sağlamak için sabit korelasyonlu MGARCH (CC\_MGARCH) yerine korelasyonların değişebileceği varsayımı ile oluşturdukları modeli, En Çok Benzerlik (Maximum Likelihood) yöntemi ile tahmin etmişlerdir.

MGARCH modellerinin, tek değişkenli GARCH modellerinin tahmin edilmesine yönelik yöntemlerden biri de Temel Bileşenler GARCH (Principal Component-GARCH)(PC-GARCH) modelidir. Modelin işleyişi bir çok bakımdan O-GARCH modeline benzer. Orijinal data standartlaştırıldıktan sonra, temel bileşenler notasyonu, standartlaştırılan değerler için kullanılacaktır. Bu haliyle GARCH modeli, en önemli temel bileşenler için tahmin edilmiş olacaktır (Burns,2005).

Van Der Weide (2002) Genelleştirilmiş O-GARCH Modeli'nde, orijinal sistemdeki değişkenler arasında zayıf korelasyon olması halinde, matris değerlerinin ortogonal olamayabileceği fikrini ileri sürmüştür. Ortogonal

matrisin deęerleri, örnek kovaryans matrisinden saęlanacaęı için, datalarda gözlenecek zayıf korelasyon, tanımlanan matrisin ortogonal olmasına engel olabilir. Koşullu olmayan bilgiye başvurulacak,  $m^2$  yerine  $\frac{m(m-1)}{2}$  rotasyon parametresi eşliğinde, m adet tek deęişkenli

GARCH (1,1) modeli, ML ile tahmin edilmiştir.

Engle (2000) ve Engle-Sheppard (2001), MGARCH modellerinin tahminine yeni bir açılım getirerek, Bollerslev (1990)'in öne sürdüęü sabit koşullu korelasyon varsayımını geliştirmiştir. Koşullu korelasyonun zaman içinde deęişebileceğini öngörerek, çok deęişkenli bir yapı içinde, ilgili deęişkenlerin 0 ortalama ve  $H_t$  varyansı ile normal dağılacığını göstermişlerdir.

$$r_t / F_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (10)$$

$$H_t = D_t R_t D_t$$

$R_t$ ; zamana baęlı olarak deęişen korelasyon matrisini ifade etmektedir.

Tahmin ediciler ML yöntemi ile tahmin edilmekte ve standart GARCH modelinde olduęu gibi, katsayıların negatif olmaması ve katsayıların toplamının birden küçük olması suretiyle duraęanlığın saęlanması kısıtları geçerlidir.

## 5. Ampirik sonuçlar

Bu bölümde deęişkenler arasındaki ilişkiler, CCC-MGARCH modeli ile tahmin edilmiştir. Tahminde deęişkenler arasında gecikmeli ilişkiler olabileceęi düşüncesiyle, baęımsız deęişkenlerin gecikmelerine Akaike ve Schwarz kriterleri gözetilerek yer verilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5'te yer alan sonuçlara göre,  $R_{USA}$ , fd ve cd için GARCH ( $\gamma$ ) katsayısı anlamlıdır. Fd eşitliğinde GARCH katsayısının ARCH katsayısına göre daha büyük olması ve  $\lambda + \gamma$  toplamının 1'e yakın olması, serinin uzun hafızaya sahip olduęu izlenimi vermektedir.

2001 finansal krizi ertesinde, uygulanan makro ekonomik politikaların etkisini ortaya koymak amacıyla, analiz hem tüm dönem için, hem de 2002 sonrası dönem için yapılmıştır. Tablo 6'da tüm dönem için, Tablo 7'de ise bir alt tahmin dönemi olarak 2002:01-2008:03 dönemine ilişkin CCC-MGARCH modelinden elde edilen sabit koşullu korelasyon katsayıları yer almaktadır.

**Tablo 5**  
CCC-MGARCH Tahmin Sonuçları

Değişkenler	$\beta$	$\lambda$	$\gamma$
$R_{USA}$	0.001(0.199)	0.227(0.214)	0.827(3.786) <sup>a</sup>
$IPI_{USA}$	0.006(0.084)	0.062(0.106)	0.713(0.240)
Exc	0.005(0.160)	0.126(0.163)	0.630(0.731)
$R_{Türkiye}$	0.003(0.192)	0.589(0.236)	0.529(1.067)
U100	0.011(0.225)	0.126(0.170)	0.089(0.023)
FD	1799.47 (1.424)	0.212(0.22)	.725(2.215) <sup>b</sup>
CD	186475.6(0.170)	0.443(0.170)	0.809(1.779) <sup>b</sup>
TEFE	0.0001(0.154)	0.559(0.162)	0.244(0.350)
Borç	0.031(0.167)	0.619(0.241)	0.076(0.098)
$R_{USA}(-1)$	0.0008(0.245)	1.081(0.266)	0.273(0.694)
$IPI_{USA}(-1)$	0.002(0.203)	0.051(0.155)	0.808(0.916)
Exc(-1)	0.003(0.396)	0.190(0.310)	0.362(0.452)
U100(-1)	0.011(0.672)	0.306(0.428)	-0.077(-0.069)
TEFE(-1)	0.000(0.260)	0.512(0.284)	0.137(0.262)
Borç(-1)	0.033(0.177)	0.618(0.257)	-0.099(-0.117)
Exc(-2)	0.008(0.156)	0.618(0.257)	-0.099(-0.117)

Parantez içindeki değerler, t istatistiklerini göstermektedir. (a) ve (b),%1 ve %5 anlamlılığa işaret etmektedir.

Tablo 6 ve 7’de yer alan sabit koşullu korelasyon katsayılarını fd değişkeni için yorumlayacak olursak, gerek tüm dönem gerekse alt dönem için, Amerika’nın faiz oranı ve fd arasında negatif yönlü ve zayıf bir ilişki olduğunu söyleyebiliriz. Gelişmiş ekonomilerdeki getiri şansının artması (bu ülkedeki faiz oranı yükselmesi), Türkiye’ye gelecek sermaye miktarının azalmasına yol açar. Çünkü yabancı yatırımcılar, ulusal göstergelerin yanı sıra güvenilir olarak değerlendirdikleri ülke göstergelerini de göz önünde bulundururlar. Diğer taraftan yurt içi faizler ile fd arasındaki ilişki pozitif ve oldukça düşüktür. Türkiye’de son yıllarda reel faiz oranlarında bir gerileme söz konusudur. Yabancı yatırımcı açısından bu durum, önemli bir risk azalması göstergesidir. Ancak Türkiye ekonomisinde temel makro göstergelerdeki olumlu seyir, ülke güvenilirliğini arttırarak yabancı yatırımcıyı teşvik etmektedir. Dolayısıyla şunu vurgulamak gerekir ki, faiz oranlarındaki değişiklik, önemlidir, ancak tüm makro ekonomik göstergeler birlikte değerlendirildiğinde, görece olarak tek başına bu değişkenin referans alınmadığı söylenebilir. 2002 yılı sonrası için sonucun değişmemesi, algılamının da değişmediği anlamına gelmektedir. Amerika’nın sanayi üretim indeksi ile fd arasındaki korelasyon ilişkisi her iki dönem için de negatiftir. Demek ki yabancı yatırımcı için sanayileşmiş (ABD) bir ekonominin üretim hacmindeki artış, ilgili ülkede enflasyon ve faiz oranı beklentisini arttırmakta ve yabancı yatırımın gelişmekte olan ekonomilere

(Türkiye) kaymasına engel olmaktadır. Ancak 2002 sonrası dönem için negatif olan ilişki, bir dönem gecikme halinde pozitive dönmekle birlikte elde edilen değer düşük olması, bu sonucun göz ardı edilebileceğini göstermektedir. Döviz kuru ile doğrudan yabancı yatırım arasındaki ilişki pozitif yönlü ve kuvvetlidir. Reel döviz kurunun artması, yabancı yatırımcı için karlılığın artması anlamına geleceği için doğrudan yatırımları artırma yönünde bir etki yaratacaktır.

Öte yandan doğrudan yabancı yatırımların cari açıkla negatif yönlü, toplam borç stoku ile pozitif yönlü ilişkili olması, yabancı yatırımcının, Türkiye ekonomisinde borçların sürdürülebilirliği konusunda pozitif bir fikre sahip olduğunu göstermektedir. Esasen, yabancı yatırımcı için kredi derecelendirme kuruluşlarının ülkeler için verdiği notların gelişimi, önemli bir kriterdir. Borç stokunun artmasına rağmen, borç yükünün azalan görünümü ve bu nedenle yükselen kredi notu, bu sonucun çıkmasında etken olabilir. 2002 sonrası dönem için de bu sonuç değişmemektedir. Ulusal 100 indeksi ile FD arasında tüm dönem ve alt dönem için koşullu korelasyon negatif yönlüdür. Bu sonuç, yine yabancı yatırımcıların, genel ekonomik istikrarı referans aldıklarını göstermektedir. Kaldı ki U100 ile fd arasındaki ilişkiyi gösteren değer, net bir yorumu gerektirmeyecek kadar düşüktür. Ancak yine de 2002 sonrası dönemde U100 indeksindeki volatilitenin azalması sözü edilmeye değerdir. Bu sonuç, Ek 1’de izlenebilir.

TEFE ile FD arasındaki ilişki ise beklendiği gibi negatif yönlüdür. Enflasyonun artması, yatırım için maliyet artışını beraberinde getirecektir. Nas ve Perry(2001) ve Yazar(2005), enflasyonla enflasyon belirsizliği arasında pozitif yönlü ve enflasyon belirsizliği ile büyüme arasında negatif yönlü ilişkiye dikkat çekmişlerdir. Enflasyonun artışı ile beraber yükselen enflasyon belirsizliği, yatırım kararlarının ertelenmesinde ya da alınmamasında etkili bir faktördür. Ancak korelasyon tüm dönem için daha yüksek iken, 2002 sonrası için daha zayıftır. Azalmanın sebebi, 2002 sonrası dönemde enflasyon oranının azalma eğilimine girmesinden kaynaklanabilir.

Fd ile diğer değişkenler arasındaki koşullu korelasyon katsayılarının büyüklükleri tüm dönem için sırasıyla, cari açık, döviz kuru (cari ve gecikmeli değerleri), toplam borç stoku şeklinde iken, 2002 sonrası dönem için cari açık, döviz kuru (iki dönem gecikmeli), toplam borç stoku şeklindedir. Amerika sanayi üretim indeksi ile fd arasındaki koşullu korelasyon 2002 sonrası dönemde artarken, Amerika’nın faiz oranı arasındaki korelasyon azalmıştır. Tüm dönem ve alt dönemde değişkenlerin önem sıralanmasında kayda değer bir değişikliğin olmaması, yabancı yatırımcıların Türkiye ekonomisine ilişkin risk algılarının değişmediğini göstermektedir. Gerçekten de Türkiye’de özellikle cari açık ve toplam borç stokundaki gelişmeler, finansal kriz eğilimlerini doğrudan ilgilendiren gelişmelerdir. Döviz kuru da diğer iki değişken kadar önemlidir. Çünkü bu değişkendeki volatilitenin artması, hem cari denge hem de borç sürdürülebilirliği açısından yaşamsal öneme sahiptir.







## 6. Sonuç

Doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerini ortaya koymak üzere literatürde çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmalarda yatırımları etkileyen faktörler, ekonomik, siyasi, coğrafi, bürokratik olmak üzere çeşitli açılardan incelenmiştir. Özellikle gelişmekte olan bir ekonomi için, tasarruf açığını kapatacak özellikteki bir yabancı yatırım, ülke ekonomisine çok sayıda yarar sağlayacaktır. Bir doğrudan yatırımcı, yatırım yapılacak ülkeye getireceği sermayesinin yanısıra, teknolojisini, iş ve yöneticilik bilgi ve birikimini, istihdam ve ihracat olanağını da beraberinde getirecektir. Bu anlamda bir bütün olarak değerlendirildiğinde, ülke ekonomisinin gelişimine dinamizm kazandıracak bir doğrudan yatırımın, hangi faktörlerce ne yönde etkilendiğini belirlemek önem kazanmaktadır.

Çalışmada, doğrudan yabancı yatırımın belirleyicileri, Türkiye ekonomisinin 1992.01-2008.03 dönemi için analiz edilmiştir. Ayrıca, 2001 sonrası ekonomik gelişmeleri değerlendirmek üzere, analiz 2002 sonrası alt dönemi için tekrarlanmıştır. Belirleyiciler, literatürdeki benzer çalışmalar referans kabul edilerek, yabancı sermayeyi iten (push) ve çeken (pull) faktörler ayrımı ile incelenmiştir. İten faktörler olarak, Amerika'ya ilişkin 3 aylık hazine faiz oranı ve sanayi üretim indeksi ele alınmıştır. Çeken faktörler ise yurt içi hazine iskontolu bileşik faiz oranı, cari açık, toplam borç stoku, enflasyon, reel döviz kuru, İstanbul Borsası Ulusal 100 indeksi gibi gösterge değişkenlerdir. Birim kök analizi Phillips-Perron (PP) testi ile yapılmıştır. Sebebi; PP testinin ADF'ye göre zayıf korelasyona izin vermesi ve heteroskedastik bir yapıda sahip olduğu kullanım üstünlüğüdür.

Analizde kullanılan ekonometrik yöntem, CCC-MGARCH modelidir. Yöntemde, sabit korelasyon varsayımı altında, LM testi ile tahmin edilen korelasyon matrisi, standartlaştırılmış hata terimlerine ilişkin korelasyon matrisine eşit olmaktadır. Tek değişkenli GARCH sürecinden elde edilen hata terimleri standartlaştırılarak, standartlaştırılmış hataların varyans-kovaryans matrisi elde edilmektedir.

Analizden elde edilen sabit koşullu korelasyon katsayılarına göre, tüm dönem ve alt dönem için Amerika'nın faiz oranı ile  $fd$  arasında negatif yönlü ve zayıf ilişki söz konusudur. Yurt içi faiz oranı ile  $fd$  arasında pozitif ilişkinin yönü, her iki dönem için değişmemektedir. Yurt içi faizler önemli bir gösterge olmakla birlikte, diğer makro göstergelerle birlikte değerlendirildiğinde, geri planda kalmaktadır. Amerika'nın sanayi üretim indeksi ile  $fd$  arasındaki korelasyon ilişkisi her iki dönem için de negatif yönlüdür. Bu sonuç şöyle izah edilebilir: Yabancı bir yatırımcı için, sanayileşmiş (ABD) bir ekonomideki üretim hacmindeki artışı, sözü edilen ülkede enflasyon ve faiz artışı beklentisini beraberinde getirmekte ve dolayısıyla gelişmekte olan ekonomiye yapılacak yatırımları azaltma yönünde etkide bulunmaktadır. Döviz kuru ile pozitif yönlü ve kuvvetli olarak gözlenen ilişki, teori ile tutarlıdır.

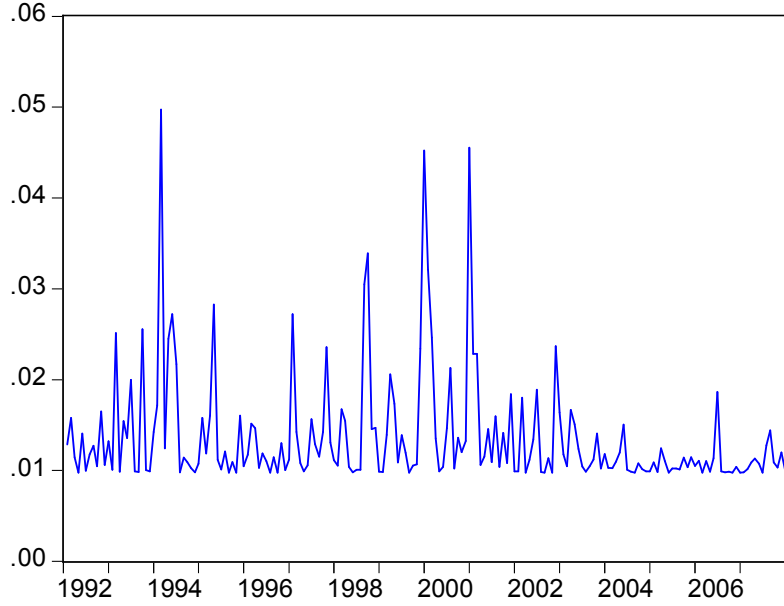
Her iki dönem için doğrudan yabancı yatırımların cari açıkla negatif yönlü, toplam borç stoku ile pozitif yönlü ilişki elde edilmiştir. Aslında toplam borcun artması mali risk olarak değerlendirildiğinde, ilişkinin yönü negatif beklenebilir. Bu sonuç, yabancı yatırımcının, Türkiye ekonomisinde borçların sürdürülebilirliği konusunda pozitif bir görüşe sahip olduğunun bir göstergesidir. Ulusal 100 indeksi ile fd arasında koşullu korelasyon değerleri her iki dönem için de negatif yönlüdür. Tefe ile fd arasındaki ilişki ise beklendiği gibi negatif yönlüdür. Ancak korelasyon tüm dönem için daha yüksek iken, 2002 sonrası için azalmasının sebebi, 2002 sonrası dönemde enflasyon oranının azalma eğilimine girmesinden kaynaklanabilir.

Fd ile diğer değişkenler arasındaki koşullu korelasyon katsayılarının büyüklükleri tüm dönem için sırasıyla, , cari açık, döviz kuru (cari ve gecikmeli değerleri), toplam borç stoku şeklinde iken, 2002 sonrası dönem için cari açık, döviz kuru (iki dönem gecikmeli), toplam borç stoku şeklindedir. Amerika sanayi üretim indeksi ile fd arasındaki koşullu korelasyon 2002 sonrası dönemde artarken, Amerika'nın faiz oranı arasındaki korelasyon azalmıştır. Tüm dönem ve alt dönemde değişkenlerin önem sıralanmasında kayda değer bir değişikliğin olmaması, yabancı yatırımcıların Türkiye ekonomisine ilişkin risk algılarının değişmediği izlenimi vermektedir.

Pearson korelasyon katsayıları dikkate alındığında, değişkenler arasındaki bazı ilişkiler, gerek önem sıralaması gerekse yön itibarıyla farklıdır. Buna karşın CCC-MGARCH modelinin tahmin edilmesi ile, değişkenlerdeki volatilitenin ölçülmesi ve bu sayede gözlenemeyen etkilerin tahmine yansması ışığında bir önem sıralaması yapılabilmektedir. Koşullu korelasyonların büyüklükleri dikkate alındığında, doğrudan yabancı yatırımların belirleyicileri, iten faktörlerden ziyade çeken faktörlerdir. Çeken faktörler arasında ise cari açık, döviz kuru ve toplam borçlar şeklinde bir sıralama söz konusudur.

## Ek 1 U100 İndeksine İlişkin Oynaklık Görünümü

### U100 Volatilite



### Kaynaklar

- BEVAN, A.A., ESTRIN, S. (2000), "The Determinants of Foreign Direct Investment in Transition Economies", Working Paper, 342.
- BOLLERSLEV, T. (1986), "Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- (1990), "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rate: A Multivariate Generalized ARCH Approach", *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- BOLLERSLEV, T., ENGLE, R.F. and WOOLDRIDGE, J.M. (1988), "A capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariance", *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.
- BOLLERSLEV, T., CHOU, R.Y. and KRONER, K.F. (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- BOLLERSLEV, T. (1987), "A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return", *The Review of Economics and Statistics*, 23, 542-547.
- Burns, P. (2005), *Multivariate GARCH with only Univariate Estimation*, March-2005, 1-5.
- ÇULHA, A. A. (2006), "A Structural VAR Analysis of the Determinants of Capital Flows into Turkey", *Central Bank Review*, ISSN 1303-0701. <http://www.tcmb.gov.tr/research/review/>

- DASGUPTA, D. and RAHTA, D. (2000), "What Factors Appear to Drive Private Capital Flows to Developing Countries? And How Does Official Lending Respond?", *The World Bank, Policy Research Working Paper*, 2392.
- DROST, F.C. and NIJMAN, T. (1991), "Temporal Aggregation of GARCH Processes", *Econometrica*, 61 (4), 909-1027.
- ENGLE, R.F. and SHEPPARD, K. (2001), "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH", *Discussion Paper*, September, 15.
- ENGLE, R.F. and KRONER, K.F. (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- ENGLE, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, 987-1007.
- (2002), "Dynamic Conditional Correlation: A New Simple Class of Multivariate GARCH Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.
- (2000), "Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models", *Discussion paper*, May, 09.
- (1983), "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model", *Journal of Money, Credit and Banking*, 15, 286-301.
- ENGLE, R.F., NG, V.K. and ROTHSCCHILD, M. (1990), "Asset Pricing with A Factor-ARCH Covariance Structure Empirical Estimates for Treasury Bills", *Journal of Econometrics*, 45, 213-237.
- ENGLE, R.F. (ed.) (1995), *ARCH. Selected Readings*, Oxford: Oxford University Press.
- ERDOĞAN, S. ve BOZKURT, H. (2004), "Türkiye’de 1985-2004 Döneminde Enflasyon Belirsizliği-Büyüme İlişkisi", *İşletme ve Finans*, 219, 62-71.
- FERNANDEZ-ARIAS, E. (1996), "The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull?", *Journal of Development Economics*, 48 (2), 389-418.
- HAUSMAN, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- HERNANDEZ, L., MELLADO, P. and VALDES, R. (2001), "Determinants of Private Capital Flows in the 1970s and 1990s: Is There Evidence of Contagion?", *IMF Working Paper*, No.01/64.
- KIM, Y. (2000), "Causes of Capital Flows in Developing Countries", *Journal of International Money and Finance*, 19 (2), 235-253.
- MILHOJ, A. (1987), "A Conditional Variance Model for Daily Deviations of An Exchange Rate", *Journal of Business and Economic Statistics*, 5 (1), 99-103.
- NAS, T. and PERRY, J.M. (2001), "Turkish Inflation and Real Output Growth, 1963-2000", *Emerging Markets, Finance & Trade*, 37 (6), 31-46.
- PHILLIPS, P.C.B., PERON, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- REINHART, C., CALCO, G. and LEIDERMAN, L. (1993), "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors", *IMF Staff Papers*, 40 (1).
- TSE, Y.K., TSUI, A.K.C. (2002), "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations", *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 351-362.
- TSE, Y.K. (2000), "A Test for Constant Correlations in A Multivariate GARCH Model", *Journal of Econometrics*, 98, 107-127.
- WEIDE, V. D. R. (2002), "GO-GARCH: A Multivariate Generalized Orthogonal GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics*, 17, 549-564.
- <http://www.unctad.org>

## Extended Summary

# An analysis of the determinants of foreign direct investment in Turkey: An estimation with CCC-MGARCH model

### Abstract

While the foreign direct investment has surged considerably between developed countries in 1970s and 1980s, it has gone towards developing countries from 1990s. As a developing country, Turkish economy has taken their share.

This study examines the determinants of foreign direct investment into Turkey in the traditional 'push-pull' factors approach. The monthly data in between 1992.01-2008.03. The CCC-MGARCH model has been employed. The constant conditional correlations have been carried out for all period and the sub-period 2002.01-2008.03. The empirical results suggests that pull factors are more effective than push factors for two periods.

*Keywords:* Foreign direct investment, push and pull factors, CCC-MGARCH.

*JEL classification:* C32, F32.

There are a lot of study on this subject in the literature. Some of them have focused on push and pull factor distincts. The results of these studies is difference each other. This study examines the determinants of foreign direct investment into Turkey in the traditional 'push-pull' factors approach with Constant Correlation Model (CCC).

The CCC model has focused on an approach, the covariance and variance are changible but correlations are constant in time dimension. The volatility has been estimated by univariate equation system and therefore large covariance matrices have been estimated. In this structure, including some unexpected effects, the volatility has been observed.

In this study, the monthly data between 1992.01-2008.03 are used and CCC-MGARCH model is employed. The constant conditional correlations have been carried out for all period and the sub-period 2002.01-2008.03. The empirical results suggests that pull factors are more effective than push factors for two periods. Taking the findings of same studies, the determinants of FDI, in the literature are examined. As a push factors, the interest rate and industry production index of USA are preferred. The treasury interest rate, the total debt stock, current deficit, inflation, real Exchange rate, The National-100 Index of Stock Market are examined as pull factors. We used the PP test as a unit root analysis because of their some advantage under the heteroskedastik structure.

As a results of CCC model, the relation between the interest rate of USA, the industry production index of USA and FDI is negative direction for both of all and sub-period. The interest rate of Turkey and FDI are

correlated positively. The relation between Exchange rate and FDI is positively and very strong. For both of two period, the relation between FDI and current deficit negatively and between FDI and the debt stock positively. This result indicates that foreign investors has positive view about debt sustainability in Turkey. The National 100 index and FDI and inflation and FDI are correlated negatively for all and sub-period. Although the correlation coefficient is very high for all period, it is not high in sub-period. This result can be arised from decreasing inflation rate.

The sequence of the correlation coefficients are current deficit, exchange rate, the debt stock for all and sub-period. This result arise from risk perception of foreign investors is not change. Briefly, the pull factors are more effective than push factors in Turkish economy.







**Tablo 6**  
**CCC-MGARCH Modeli Sabit Koşullu Korelasyon Katsayıları**  
**(1992:01-2008:3)**

	FD	R <sub>USA</sub>	IPI <sub>USA</sub>	EXC	R <sub>TÜRKİYE</sub>	U100	CD	TEFE	BORÇ	R <sub>USA</sub>	IPIUSA (-1)	EXC (-1)	U100 (-1)	TEFE (-1)	BORÇ (-1)	EXC (-2)
<b>FD</b>	1.00															
<b>R<sub>USA</sub></b>	-0.09	1.000														
<b>IPI<sub>USA</sub></b>	-0.209	0.243	1.000													
<b>EXC</b>	0.436	0.079	-0.042	1.000												
<b>R<sub>TÜRKİYE</sub></b>	0.062	0.032	-0.082	-0.051	1.000											
<b>U100</b>	-0.066	0.009	0.096	-0.075	-0.555	1.000										
<b>CD</b>	-0.619	0.016	0.115	-0.739	-0.033	0.075	1.000									
<b>TEFE</b>	-0.189	-0.071	0.111	-0.689	0.076	0.159	0.388	1.000								
<b>BORÇ</b>	0.283	-0.024	-0.272	0.643	-0.085	-0.127	-0.417	-0.569	1.000							
<b>R<sub>USA</sub> (-1)</b>	-0.099	0.491	0.293	0.094	0.004	0.031	-0.027	-0.087	-0.007	1.000						
<b>IPIUSA (-1)</b>	-0.054	0.403	0.358	-0.040	0.057	0.129	0.029	0.177	-0.283	0.222	1.000					
<b>EXC (-1)</b>	0.437	0.101	-0.019	0.968	0.016	-0.139	-0.728	-0.630	0.635	0.134	-0.032	1.000				
<b>U100 (-1)</b>	-0.049	0.141	0.148	-0.013	-0.127	0.228	0.004	0.035	-0.116	-0.023	0.083	-0.069	1.000			
<b>TEFE (-1)</b>	-0.195	-0.025	0.126	-0.664	0.166	0.051	0.368	0.682	-0.568	-0.093	0.120	-0.694	0.161	1.000		
<b>BORÇ (-1)</b>	0.284	-0.022	-0.269	0.648	-0.085	-0.129	-0.422	-0.576	0.999	-0.006	-0.281	0.639	-0.116	-0.571	1.000	
<b>EXC (-2)</b>	0.427	0.109	-0.020	0.912	0.067	-0.139	-0.704	-0.565	0.627	0.156	-0.011	0.968	-0.135	-0.633	0.629	1.000

**Tablo 7**  
2002:01-2008:03 Dönemi CCC-MGARCH Modeli Koşullu Korelasyon Tahminleri

	FD	R <sub>USA</sub>	IPI <sub>USA</sub>	EXC	R <sub>TÜRKİYE</sub>	U100	CD	TEFE	BORÇ	R <sub>USA</sub>	IPI <sub>USA</sub> (-1)	EXC (-1)	U100 (-1)	TEFE (-1)	BORÇ (-1)	EXC (-2)	
FD	1.000																
R <sub>USA</sub>	-0.076	1.000															
IPI <sub>USA</sub>	-0.263	0.113	1.000														
EXC	0.397	-0.046	-0.042	1.000													
R <sub>TÜRKİYE</sub>	0.105	0.068	-0.082	-0.051	1.000												
U100	-0.016	0.026	0.096	-0.075	-0.555	1.000											
CD	-0.534	0.126	0.115	-0.739	-0.033	0.075	1.000										
TEFE	-0.127	-0.281	0.111	-0.689	0.076	0.159	0.388	1.000									
BORÇ	0.413	0.122	-0.272	0.643	-0.085	-0.127	-0.417	-0.569	1.000								
R <sub>USA</sub> (-1)	-0.089	0.469	0.293	0.094	0.004	0.031	-0.027	-0.087	-0.007	1.000							
IPI <sub>USA</sub> (-1)	0.031	0.319	0.358	-0.040	0.057	0.129	0.029	0.177	-0.283	0.222	1.000						
LOGEXC (-1)	0.424	-0.022	-0.019	0.968	0.016	-0.139	-0.728	-0.630	0.635	0.134	-0.032	1.000					
U100 (-1)	-0.082	0.026	0.1488	-0.013	-0.127	0.228	0.004	0.035	-0.116	-0.023	0.083	-0.069	1.000				
TEFE (-1)	-0.195	-0.208	0.126	-0.664	0.166	0.051	0.368	0.682	-0.568	-0.093	0.120	-0.694	0.161	1.000			
BORÇ (-1)	0.398	0.116	-0.269	0.648	-0.085	-0.129	-0.422	-0.576	0.999	-0.006	-0.281	0.639	-0.116	-0.570	1.000		
EXC (-2)	0.422	0.016	0.031	0.833	0.218	-0.139	-0.704	-0.565	0.627	0.156	-0.011	0.968	-0.135	-0.633	0.629	1.000	

