

KÜRESEL MALİ DALGANMALAR: GELİŞEN ÜLKELERİN EURO-TAHVİL GETİRİLERİ AÇISINDAN BİR DEĞERLENDİRME

Dr. Evrim İmer-Ertunga

Türkiye Cumhuriyeti
Merkez Bankası

• • •

Özet

Bu çalışmada, küresel mali dalgalanmalar kapsamında, küresel likidite kavramı incelenmekte ve günlük Euro-tahvil verileri kullanılarak küresel mali dalgalanmaların yayılması kapsamındaki bulgular değerlendirilmektedir. Bu amaçla önce Ocak 1999- Mart 2007 arasındaki Brezilya, Meksika, Rusya, Macaristan, Malezya, Güney Afrika ve Türkiye'nin EMBIG Endeksleri ile ABD 10 yıllık hazine tahvili faizlerine dayanan yüksek frekanslı bir veri seti oluşturulmuştur. Verilerin durağanlığı için Augmented Dickey-Fuller (ADF) sınamalarına başvurulmuştur. Daha sonra bu veri seti kullanılarak korelasyon, Granger nedenselliği ve panel probit uygulamaları yapılmış ve ortaya çıkan bulgular değerlendirilmiştir. Uygulamalarda ve değerlendirmelerde küresel mali dalgalanmalarda rol oynayan küresel likidite hareketlerinin gelişen ülkelerin sermaye akışında yayılmaya yol açıp açmadığıyla ilgili olarak ortaya koyulan soruların yanıtlanması amaçlanmıştır. Mali dalgalanmalar (ele alınan ülkeler kapsamında) panel probit yöntemiyle ilk kez bu çalışmada açıklanmaya çalışılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Küresel mali dalgalanmalar, Euro-tahvil getirileri, korelasyon, Granger Nedenselliği, panel probit.

*The Effects of Global Liquidity from the point of Eurobond Returns of
Some Emerging Market Countries*

Abstract

This study provides a general view for the propagation arising from global liquidity and examines some of the recent effects of it by using the daily Eurobond rates of some emerging market countries. The empirical analysis is based on the database which includes the daily EMBIG indices of Brazil, Mexico, Russia, Hungary, Malaysia, South Africa and Turkey and the U.S. ten-year treasury bond rates. The high frequency database covers the period between January 1999 and March 2007. Before making the empirical analyses, Augmented Dickey-Fuller (ADF) tests were made for stationarity of the database. Then, some empirical analyses, namely correlations, Granger causality, panel probit, were made and the results were assessed. In these empirical analyses, it is aimed to find some answers of the questions about the emerging markets countries capital movements arising from the global financial volatility within the framework of global liquidity. The distinctive feature of this study that this is one of the pioneering studies for the partial effects of thresholds among the volatility of EMBIG returns, applying the discrete dependent variable model of panel probit among selected emerging market countries.

Keywords: Global liquidity, Eurobond returns, correlation, Granger Causality, panel probit.

Küresel Mali Dalgalanmalar: Gelişen Ülkelerin Euro-Tahvil Getirileri Açısından Bir Değerlendirme^{*,**}

Giriş

Dünyanın herhangi bir yerinde oluşan bir olayın etkilerinin ticari veya mali ilişkiler yoluyla diğer ülkelere yansımaları değişik açılardan incelenmektedir. Örneğin yaygınlık (contagion/propagation) ile ilgili bazı yaklaşımlar, gelişen ülkelere coğrafi bakımdan birbirine yakın ve birbirine benzer cari işlemler denesizliklerine sahip olanların mali dalgalanmalardan aynı şekilde etkilenebileceği üzerinde yoğunlaşmaktadır (Calvo ve Reinhart, 1996 ve Kaminsky ve Reinhart, 1999).

2000'li yıllarla birlikte dünya ekonomilerinde birbirine bağlı bir yapının giderek daha fazla önem kazandığı gözlenmektedir (Obstfeld ve Taylor, 2002: 4-6), yaklaşımlarda bu yön de öne çıkarılmaktadır. Birbirine bağlı bu yapı içinde özellikle ABD ve İngiltere'deki cari açık ile Çin ve petrol üretici ülkelerdeki tasarruf fazlaları dolayısıyla uygulanan politikaların etkileri küresel piyasalara yansımaktadır (Stiglitz, 2006: 256- 265).

ABD'de hızla yükselen yatırımlara karşın ulusal tasarruf seviyesindeki açık bulunması, uluslararası yatırımcıların ABD'deki tasarruflarının önemini artırmaktadır. Böyle bir durumda ABD cari açığının finansmanında, ABD Merkez Bankası (FED)'nin sıkı para politikası izlediği dönem¹ küresel likidite

* Bu çalışmadaki veri, yöntem ve sonuçlar Ankara Üniversitesi'nde yapılan 'Küresel Mali Dalgalanmalar: Etkileri ve Yaygınlığı' başlıklı doktora tezine dayanmaktadır.

** Bu yazıdaki görüşler yazarın görüşleridir, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nı bağlamaz.

¹ ABD'nin sıkı para politikası izlediği Haziran 2004 sonrasında 2007 yılının Ağustos ayına kadar, FED oranları yükselmiştir.

bolluğunun önemli nedenlerinden birisi olarak değerlendirilmektedir (Bernanke, 2005). Küresel likidite bolluğu olan dönemde uluslararası yatırımcıların daha fazla para kazanma arzusu öne çıkmakta, küresel tasarruflar ABD'ye yönelmekte ve dünya ekonomisi giderek genişleyen küresel likidite bolluğu içine girmektedir. FED'in faiz artırmasıyla ortaya çıkan tasarruflar ise gelişen ülke fonlarının hızla değer kaybetmesine yol açmaktadır. Bu durum dünyada faizlerin düşmesine, mali varlıklar üzerindeki risk primlerinin azalmasına neden olmakta, genişleyen krediler ile birlikte küresel talep canlılığını ortaya çıkarmaktadır.

Öte yandan küresel mali sistemin ABD Doları üzerinden çıkarılmış varlıklara ilgisi vardır. Dolayısıyla küresel mali dalgalanmaların yayılmasında bu varlıkların fiyat/faiz oranlarındaki dalgalanmalar da rol oynamaktadır (Gertler ve Lown, 1999; Moody ve Taylor, 2003, 2004).

Bu çalışmanın amacı, küresel mali dalgalanmaları Brezilya, Meksika, Rusya, Macaristan, Malezya, Güney Afrika ve Türkiye'nin günlük frekanstaki Küresel JPMorgan Gelişen Ülkeler Tahvil Endeksi (EMBIG) verileri kapsamında değerlendirmektir. Bu kapsamdaki uygulamalarda, iki temel soruya yanıt aranmaktadır. Yanıtı aranan ilk soru, ele alınan Euro-tahvil piyasalarının kendi aralarındaki dalgalanmaların yaygınlığının hangi boyutlarda olduğudur. Küresel likidite bolluğunun gelişen ülkelere yansımaları anlayabilmek için yanıt aranan ikinci soru ise, ABD'den kaynaklanan dalgalanmaların gelişen ülke Euro-tahvil piyasaları üzerindeki yaygınlığının hangi boyutlarda olduğudur.

Ülkelerin makroekonomik temellerindeki farklılıklar, politika uygulamaları ve günlük verilerdeki dalgalanmaların mali kesim ve bankacılık dışına nasıl ve ne zaman yansıtacağı ayrı çalışma yapmayı gerektiren konular olduğundan bu yazının kapsamı dışında tutulmuştur.

Yukarıda adı geçen yedi ülkenin EMBIG getirileri kullanılarak küresel mali dalgalandırmaları değerlendirmeyi amaçlayan bu çalışma şu düzen içinde sunulmaktadır: Öncelikle küresel mali dalgalanmaların bir boyutunda etkili olduğu düşünülen küresel likidite bolluğu olan döneme kısaca değinilmektedir. Daha sonra veri setini oluşturan Euro-tahvil (EMBIG) ve ABD 10 yıllık hazine tahvili getirileri ele alınmakta ve küresel mali dalgalanmalar korelasyonlar, Granger nedenselliği ve panel probit uygulamaları ile incelenmektedir. Son olarak uygulamalardan elde edilen bulgular küresel mali dalgalanmalar açısından değerlendirilmektedir. Mali dalgalanmaların ele alınmasında panel probit yöntemiyle yapılan uygulamalar, alandaki ilklerden olmaktadır.

Küresel Mali Dalgalanmalar: Küresel Likidite Bolluğu

Küresel mali dalgalanmalarda Calvo ve Reinhart (1996), ülkelerin coğrafi yakınlıkları ve makroekonomik politika uygulamalarındaki benzerlikleri öne çıkarmaktadır. Gelişmekte olan ülkelerin kuvvetli veya zayıf olduğu yönler arasındaki farklılıkları göz önünde bulunduran Kaminsky ve Reinhart (1999) ise, yüksek cari açık baskısı altındaki ülkelerin dalgalanma dönemlerinden daha fazla etkileneceğini belirtmektedir.

Öte yandan küresel sermaye hareketleri kapsamında kısa dönemli kısıtlar da algılanmaya başlamıştır. Kısa dönemde uluslararası yatırımcılar, farklı ülkelerin ekonomik durumları ile ilgili bilgilere zamanında ulaşamamaktadır. Bu durum bir şokun uluslararası yaygınlığında önemli bir rol oynamaktadır (Calvo ve Mendoza, 2000). Dolayısıyla herhangi bir ülkede ortaya çıkan bir şokun etkisi, benzer diğer ülkelerdeki uluslararası yatırımcıların yatırım yapmaktan vazgeçmesiyle kendisini gösterebilir.

2000'li yıllar ile birlikte gelişen ülkelerin yapısal ve makroekonomik sorunlarını çözüme konusunda adımlar atmaya başladığı ve gelişmiş ülke piyasaları ile bütünleşme yoluna girdiği göze çarpmaktadır. Bir yandan da ABD'deki cari açığın dünyanın başka bölgelerindeki tasarruflar üzerinde etkilerinin olduğu belirtilmektedir (Bernanke, 2005). ABD cari açığının finansmanında ulusal tasarrufların düşük kalması ABD'de tasarruf eğilimini artırmak amacıyla sıkı para politikası uygulanmasına neden olmuştur. Küresel likidite bolluğu olan böylesi bir dönemde ABD'de yatırımlar hızla yükselmiş ve yükselen bu yatırımlar şoklara neden olmuştur². ABD'nin sıkı para politikası izlediği bir dönemde FED oranlarının yükselmesi, zincirleme olarak tüm ekonomilerde kendisini hissettirmiş ve küresel likidite bolluğundaki önemli nedenlerden birisi olarak değerlendirilmiştir³.

2 Tasarruf eğilimindeki değişim ile ortaya çıkan tercih şokları, ABD tasarruf eğilimlerinde düşüş olan (gevşek para politikası uygulaması olan) dönemlerde uluslararası fonların ABD'den diğer ülkelere; ABD tasarruf eğiliminde yükseliş olan (sıkı para politikası uygulaması olan) dönemlerde ise uluslararası fonların diğer ülkelere ABD'ye doğru kaydığını göstermektedir (Bracke ve Fidora 2008: 6-7).

3 Bu durumda, ABD genişlemeci para politikaları uygulamaya başladığı 2007'nin son çeyreğinden itibaren, FED oranlarının düşmesiyle ortaya çıkan küresel likidite daralmasının etkilerinin, başta ABD piyasaları olmak üzere dünya genelinde faizlerin artmasıyla birlikte tüm ekonomilerde kredi ve talep daralması olarak kendisini göstermesi beklenebilir.

Küresel likidite fazlası konusunda Rüffer ve Stracca (2006), birkaç farklı tanım yapmaktadır. Bunlardan birisinde küresel likidite fazlası, merkez bankalarının çıkardığı ve kontrol ettiği merkez bankası parası benzeri bir büyüklük olarak değil hanehalkı ve firmaların seçimi ile ortaya çıkan bir çeşit içsel para olarak tanımlamaktadır⁴. Dolayısıyla küresel likidite fazlasında, türev araçları⁵ gibi mali yenilikler ile parasal varlıklarla birlikte sahip olunmayan “hedge fon” gibi varlıklara yatırım yapılması ile getirilerin katlanması da etkili olabilmektedir.

ABD’deki cari açığın dünyanın başka bölgelerindeki tasarruflarla ilgisini inceleyen Bernanke (2005), ABD cari açığının gelişmekte olan Asya ülkelerinin tasarruf fazlasına karşı içsel bir tepki olduğunu öne sürmektedir⁶. ABD’deki cari açığın sürdürülebilirliğini sorgulayan Edwards (2005) ise, cari açığın büyüklüğüne göre belirlenen ABD para politikası uygulamalarının uluslararası yatırımcıların ABD varlıklarına olan ilgisi üzerinde etkili olduğunu belirtmektedir. Diğer yandan ABD, İngiltere gibi ülkelerde küresel likidite bolluğuna cari açıklar neden olurken Çin ve petrol üreten ülkelerde tasarruf fazlalarının küresel likidite bolluğunda etkili olduğu da öne sürülmektedir⁷.

Veri Seti: Euro-Tahvil (EMBIG) ve ABD 10 Yıllık Hazine Tahvili Getirileri

Mali piyasalarda oluşan dalgalanmaların tahmin edilmesinde kullanılabilen değişkenlerden birisi olan Euro-tahviller, devlet veya şirketlerin kendi ülkeleri dışında kaynak sağlamak amacıyla uluslararası piyasalarda

4 Rüffer ve Stracca (2006: 7).

5 Türev araçları, risk yönetiminin etkin kullanılan ve likit varlıklar yaratılmasına olanak sağlayan mali araçlardır (Kalafatçılar ve Yılmaz, 2009: 22).

6 Bernanke (2005), küresel dengesizliklerin gelişmekte olan Asya ülkeleri kaynaklı olduğunu vurgulamakta; küresel dengesizliklerin ABD kökenli olması halinde, ABD cari açıklarının sadece gelişmekte olan Asya ülkelerine yönelmeyip, tüm gelişmekte olan ülkelere eşit bir şekilde dağılması gerektiğini gerekçe göstermektedir. Ayrıca Bernanke (2005), Asya ülkelerinde iç talebin yeniden canlanmasıyla, küresel dengesizlikler zaman içinde ılımlı bir şekilde ortadan kalkacağı görüşünü taşımaktadır.

7 Küresel likiditenin parasalcı yaklaşımında düşük faiz oranlarının riskten kaçınma güdüsüyle getiri arayışı söz konusudur (Bracke ve Fidora, 2008: 10). Bu durumda kısa dönemli faiz oranlarının yükselmesiyle birlikte ABD’deki tasarruf eğiliminde artışlar söz konusudur. ABD’de pozitif tasarruf şoku anlamı taşıyan böyle bir dönemin küresel mali piyasalara yansması ise, Bernanke’nin (2005) de ifade ettiği gibi, küresel risk primleri ve dış dengesizliklerin azalması ile olmaktadır.

yabancı para birimleri üzerinden satışa sunulan ve uzun vadeli olarak da değerlendirilebilecek borç araçlarıdır. Kur ve faizden etkilenen Euro-tahvil fiyatları, uluslararası piyasalarda oluşan faize karşı değişimin de önemli göstergesi olmaktadır.

Ancak Euro-tahvil verilerinin kullanılmasında, ülkeler arasında zaman farkının bulunması ve bunların (Euro-tahvil) vadelerinde uyumun sağlanması gibi birtakım zorluklar bulunmaktadır. JPMorgan'ın 31 Aralık 1993'ten itibaren oluşturduğu Gelişen Ülkeler Tahvil Endeksi (EMBI+) ve EMBIG⁸, yatırımcıların gelişen ülkelerin likit borçlanma aracı olan ölçüt kıymetlerini uyumlulaştırarak bir araya getirmektedir. JPMorgan her bir ülke için uyumlulaştırdığı belirli miktarda en aktif kağıttan oluşan EMBI+ ve EMBIG portföylerini her gün yeniden değerlendirerek Euro-tahvillerin vadelerinde uyumun sağlanması gibi bir zorluğun da üstesinden gelmektedir. Günlük olarak vade uyumlulaştırması yapılarak güncellenen JPMorgan Gelişen Ülkeler Tahvil Endeksleri gelişen ülke Euro-tahvil faizleri için de önemli gösterge niteliği taşımaktadır⁹.

Yabancı yatırımcıların ABD Doları üzerinden çıkarılmış varlıklara ilgisi bulunmaktadır ve bu konu Kalafatçılar ve Yılmaz (2009) tarafından ele alınmıştır. Gertler ve Lown (1999), Mody ve Taylor (2003, 2004) ise yüksek getiri aralığına sahip ABD 10 yıllık hazine tahvillerinin aynı zamanda küresel risk faktörü ve ABD ekonomisindeki gelişmeleri içerdiğini vurgulamaktadır. Dolayısıyla gelişen piyasalar açısından küresel likiditenin yönünün belirlenmesinde ABD 10 yıllık hazine tahvilleri önemli bir ölçüt olmaktadır.

Bu görüşlerin ışığında, 29 Ocak 1999- 23 Mart 2007 günleri arasında hafta sonu, yılbaşı ve Noel tatillerini çıkardıktan sonra 2126 günü kapsayacak şekilde, yüksek frekanslı bir veri seti oluşturulmuş; Brezilya, Meksika, Rusya,

8 EMBIG'in EMBI+'dan farkı, daha çok ülkeyi ele almasıdır. Gelişen ülkelerdeki sermaye hareketlerinde öne çıkmaya başlayan Macaristan, Güney Afrika ve Malezya, EMBI+'da bulunmamasıyla birlikte EMBIG'da yer almaktadır. EMBI+'ya dahil olan gelişen piyasanın Moody's/S&P gibi bir derecelendirme kuruluşu tarafından Baa1/BBB+ veya altında derecelendirilmesi koşulu bulunmaktadır. EMBIG'e dahil olanların ise iki yasama yılı boyunca Dünya Bankası'nın düşük/orta gelir düzeyinde bulunması koşulu bulunmaktadır.

9 Diğer yandan ülke riskleri, ülkelerin makroekonomik temellerindeki farklılıklar ve politika uygulamaları göz önüne alan Özatay vd (2009) gibi çalışmalar, EMBI+ Spread'i tercih etmektedir.

Macaristan, Malezya, Güney Afrika ve Türkiye'nin EMBIG Endeksleri ile ABD 10 yıllık hazine tahvili faizi verileri toplanmıştır. Bu verilerin durağanlığı için yapılan Augmented Dickey-Fuller (ADF) sınamaları yapılmıştır (Bkz. Tablo I). Tablo I'deki sonuçlara göre, uygulamalarda ele alınan ülke verilerini düzey olarak kullanmak yerine, getiri olarak da yorumlanabilen, logaritmik birinci fark olarak kullanmanın uygun olduğu dikkati çekmektedir.

Tablo I. Durağanlık İçin ADF Sınamaları

Değişkenler	Logaritmik Düzey				Logaritmik Birinci Fark			
	ADF test istatistiği*	Gecikme uzunluğu*	Sınama Sonucu**	Sabit, Trend	ADF test istatistiği *	Gecikme uzunluğu *	Sınama Sonucu**	Sabit, Trend
JP Morgan EMBIG-Türkiye	-2.575436	12	Birim kök var	Sabit ve trend	-11.93644	11	Birim kök yok	yok
JP Morgan EMBIG-Rusya	-1.936827	5	Birim kök var	Sabit ve trend	-19.12642	4	Birim kök yok	yok
JP Morgan EMBIG-Macaristan	-0.471452	2	Birim kök var	yok	-35.41283	1	Birim kök yok	yok
JP Morgan EMBIG-Brezilya	-2.302260	16	Birim kök var	Sabit ve trend	-10.13875	15	Birim kök yok	yok
JP Morgan EMBIG-Meksika	-2.512836	2	Birim kök var	Sabit ve trend	-29.87523	1	Birim kök yok	yok
JP Morgan EMBIG-Malezya	-2.139639	7	Birim kök var	Sabit ve trend	-16.27823	6	Birim kök yok	yok
JP Morgan EMBIG-G.Afrika	-1.956553	4	Birim kök var	Sabit ve trend	-22.11254	3	Birim kök yok	yok
ABD 10 Yıllık Hazine Tahvili	-1.923354	0	Birim kök var	Sabit	-47.30005	0	Birim kök yok	yok

*MacKinnon tablosunu kullanarak elde edilen sonuçlardaki gecikme uzunluklarını Eviews 6.0 programı kendisi belirlemektedir.

**Sınama Sonucunda p-değeri 0.10'dan yüksek bulunmuşsa birim kök var, aksi durumda birim kök yok kararı verilmiştir.

Gecikme uzunlukları AIC'ye göre elde edilmiştir.

Tablo II'deki logaritmik birinci farkların tanımlayıcı istatistiklere bakıldığında basıklık istatistiklerinin¹⁰ ele alınan tüm ülkeler için üçten büyük olması bu verilerin tepesinin normal dağılıma göre daha sivri olduğunu göstermektedir. Çarpıklık¹¹ istatistiklerine göre Rusya haricinde ele alınan ülkeler sola çarpık olmaktadır. Sıfırdan küçük olan çarpıklık değerlerinden ise

10 Greene (1997: 150), basıklık (kurtosis) değerini, ortalama etrafındaki dördüncü momentler ve standart sapmalar yardımıyla şöyle göstermektedir:

$$\mathcal{G}_2 = E(x - \mu_x)_4 / \sigma_x^4 = \mu_4 / \sigma^4$$

Normal bir dağılımın basıklık değeri üç değerini alır. Basıklık değerinin üçten büyük olması bir serinin normal dağılıma göre tepesinin daha sivri dağılmış (leptokurtic) olduğunu; basıklık değerinin üçten küçük olması ise normal dağılıma göre tepesinin daha düz (platykurtic) olduğunu işaret eder.

11 Greene (1997: 150), belirli bir ortalama etrafında serilerin dağılımındaki asimetri hakkında bilgi veren çarpıklık (skewness) değerini, ortalama etrafındaki üçüncü momentler ve standart sapmalar ile şu şekilde ortaya koymaktadır:

$$\mathcal{G}_1 = E(x - \mu_x)_3 / \sigma_x^3 = \mu_3 / \sigma^3$$

Çarpıklık istatistiklerinin sıfırdan büyük olması, bu serilerinin sola çarpık olduğunu (a long right tail) işaret eder. Çarpıklık istatistiklerinin sıfırdan küçük olması ise bu serilerin sağa çarpık olduğunu (a long left tail) gösterir.

Rusya'nın logaritmik birinci fark olarak EMBIG endekslerinin sağa çarpık olduğu anlaşılmaktadır. Jarque-Bera istatistikleri¹² ele alınan ülkelerin aynı verilerinin normal dağılmadığını ortaya koymaktadır¹³.

Tablo II. Tanımlayıcı İstatistikler, Gözlem Sayısı: 2125

	Türkiye	Rusya	Macaristan	Brezilya
Ortalama	-0.000260	-0.001020	-5.82E-05	-0.000528
Medyan	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Maksimum	0.107649	0.090238	0.476339	0.122718
Minimum	-0.099630	-0.353159	-0.218089	-0.085079
Standart Hata	0.012465	0.013807	0.023934	0.015280
Çarpıklık	1.065831	-7.892183	4.888368	0.685035
Basıklık	17.09370	203.7390	100.7178	10.93252
Jarque-Bera	17989.58	3589948.	853926.4	5737.673
	Meksika	Malezya	G. Afrika	ABD 10 Y.H.T.
Ortalama	-0.000359	-0.000269	-0.000358	-4.06E-06
Medyan	0.000000	0.000000	0.000000	-0.000416
Maksimum	0.073727	0.076650	0.117069	0.066735
Minimum	-0.061348	-0.064150	-0.108540	-0.042224
Standart Hata	0.008473	0.009567	0.010263	0.012707
Çarpıklık	0.026994	0.356546	0.114984	0.441654
Basıklık	9.327466	8.229081	24.81458	4.988296
Jarque-Bera	3545.186	2466.044	42139.55	419.1168

Şekil I, ülke verilerinin logaritmik birinci farklarını (getiri) göstermektedir. Uygulamalar ve tahminlerde verilerin normal dağıldığı varsayımı yapılarak ülke verilerini getiri olarak kullanmak uygun olmaktadır.

12 Jarque-Bera istatistiği (JB), n gözlem sayısını ifade ederken şu şekilde hesaplanır:

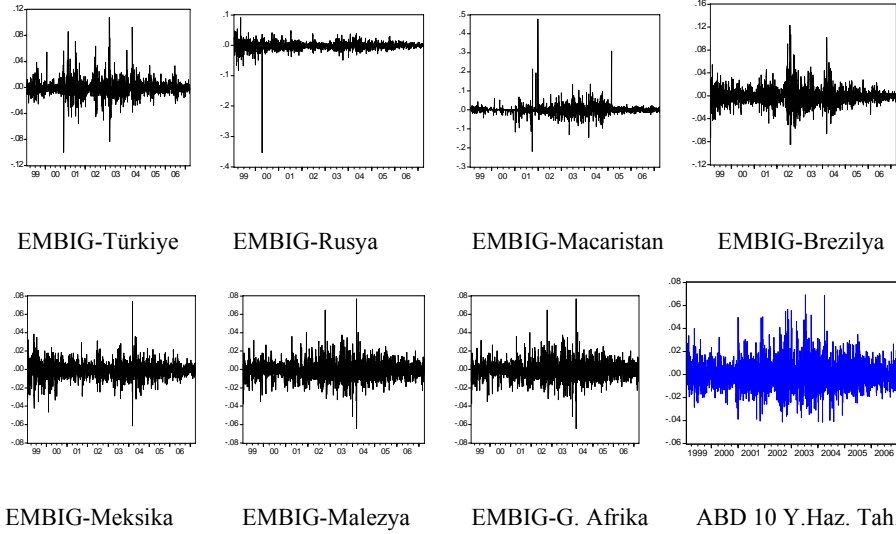
$$JB = n / 6 \left[g_1^2 + (g_2 - 3)^2 / 4 \right]$$

JB istatistiğinin χ^2 tablo değeri ile karşılaştırılarak test edilmesi, çarpıklık ve basıklık sonuçlarına paralel olarak, ele alınan ülkelerin serilerinin normal dağılıp dağılmadığını ortaya koyar (Greene 1997: 309).

13 Ele alınan ülke verilerinin normal dağılmaması, hipotez sınamalarının güvenilirliğini etkileyebilir.

Aşağıda bu veri seti kullanılarak değişik yöntemlerle yapılan uygulamalar sonucunda ortaya çıkan bulgular sunulmaktadır.

Şekil I. EMBIG ve ABD 10 Yıllık Hazine Tahvili Getirileri



Korelasyonlar, dalganmaların yaygınlığını tespit ederken güvenilir yöntemlerden birisi olarak kabul görmektedir. Calvo ve Reinhart (1996), Steeley (2006) ve Essaadi vd. (2007), dalganmaların yüksek olması ile korelasyonun yüksek olması birbiriyle ilintili olduğunu belirtmektedir¹⁴.

Greene (1997: 77), iki farklı zamandaki iki seri için korelasyon katsayısını şu şekilde göstermektedir:

$$\rho_{y_t, x_{t-s}} = r(y_t, x_{t-s}) = \frac{\sum_{t=s+1}^T (y_t - \bar{y})(x_{t-s} - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}}$$

Bu gösterimdeki¹⁵ korelasyon katsayıları, aynı gün değeri için s=0 veya bir gün öncesi için s=1 olduğu dikkate alınarak ilişkilendirilir. Bu gösterime ek olarak kitle korelasyon katsayısı, ρ , için boş hipotez, $H_0 : \rho = 0$ olması,

14 Steeley (2006) buna ek olarak, kısa dönemde korelasyonların uzun dönemden farklı yapılar sergileyeceğini de ifade etmektedir.

15 ρ_{yx} = (x ve y'nin birlikte hareket etme derecesi)/(x ve y'nin ayrı hareket etme derecesi)

örneklem korelasyon katsayısı $t_{\alpha/2, n-2} = r\sqrt{n-2/1-r^2}$ gibi hesaplanan t değerinin tablo değeriyle karşılaştırılmasıyla sınanabilmektedir.

Ele alınan getiriler için korelasyonlar ve hesaplanan t-istatistiği değerleri sırasıyla tablolaştırılarak Tablo III'te sunulmuştur.

Kur ve faiz değişimlerine karşı duyarlılık gösteren yatırım araçları olan Euro-tahviller çerçevesinde, dalgalanmaların aynı bölgedeki, benzer ekonomik yapılara sahip ve benzer politikalar uygulayan ülkeleri etkisi altına alması beklenir. Tablo III'e göre, Türkiye en yüksek korelasyonu, Brezilya Merkez Bankası (BCB) kaynaklarına göre, benzer para politikası uygulayan Brezilya ile göstermektedir. Her iki ülkenin enflasyon hedeflemesini benzer şekilde kısa dönemli faiz oranlarına odaklanarak oluşturması, bu ülkelerin EMBIG getirilerindeki dalgalanmaların da benzer şekilde seyredebileceğine işaret etmektedir. Öte yandan 3 Nisan 2008'e kadar Brezilya ve Türkiye ülke riski bakımından aynı kategoride yer almaktaydı¹⁶. Bu durum da iki ülkenin EMBIG getirilerinde ortaya çıkan yüksek korelasyonda etkili olabilir.

16 S&P, 3 Nisan 2008'de Türkiye'nin BB- durağan olan notunu BB- olumsuzla düşürmüş; Brezilya'nın BB+ olan notunu BBB-'ye çıkarmış ve bu ülkeyi yatırım yapılabilir ülkeler arasında değerlendirmiştir.

Tablo III. Korelasyonlar

		Türkiye	Rusya	Macaristan	Brezilya	Meksika	Malezya	G. Afrika	ABD	
	$r(t,t-1)$		0,0774*** (3,5779)	0,0175 (0,8066)	0,1578*** (7,3648)	0,1289*** (5,9906)	0,0891*** (4,1227)	0,0871*** (4,0295)	0,0749*** (3,4616)	
Türkiye	$r(t,t)$		0,3245*** (15,8108)	0,0401* (1,8496)	0,4024*** (20,2579)	0,3213*** (15,6368)	0,1384*** (6,4404)	0,2322*** (11,0021)	0,0866*** (4,0062)	
	$r(t,t-1)$	0,0301 (1,3878)		0,0185 (0,8528)	0,1261*** (5,8583)	0,1232*** (5,7215)	0,1016*** (4,7068)	0,0698*** (3,2247)	0,0994*** (4,6038)	
Rusya	$r(t,t)$	0,3245*** (15,8108)		0,0876*** (4,0528)	0,3841*** (19,1727)	0,359*** (17,7269)	0,1985*** (9,3340)	0,2123*** (10,0125)	0,171*** (7,9987)	
	$r(t,t-1)$	0,0221 (1,0188)	0,0301 (1,3878)		0,0049 (0,2258)	0,0726 (3,3548)	0,1668*** (7,7965)	0,0781*** (3,6104)	0,2214*** (10,4633)	
Macaristan	$r(t,t)$	0,0401* (1,8496)	0,0876*** (4,0528)		0,0258 (1,1894)	0,1332*** (6,1940)	0,2388*** (11,3334)	0,2568*** (12,2458)	0,2383*** (11,3083)	
	$r(t,t-1)$	0,0529* (2,4414)	0,0343 (1,5817)	0,0038 (0,1751)		0,1372*** (6,3835)	0,1369*** (6,3829)	0,0531** (2,4507)	0,0289 (1,3325)	
Brezilya	$r(t,t)$	0,4024*** (20,2579)	0,3841*** (19,1727)	0,0258 (1,1894)		0,5385*** (29,4529)	0,5384*** (29,4527)	0,1161*** (5,3871)	0,0981*** (4,5430)	
	$r(t,t-1)$	0,0484* (2,2332)	0,0674** (3,1133)	0,0197 (0,9081)	0,1696*** (7,9312)		0,0745*** (3,4430)	0,0745*** (3,4430)	0,1119*** (5,1897)	
Meksika	$r(t,t)$	0,3213*** (15,6368)	0,359*** (17,7269)	0,1332*** (6,1940)	0,5385*** (29,4529)		0,4142*** (20,9728)	0,4142*** (20,9728)	0,2945*** (14,2024)	
	$r(t,t-1)$	0,0655** (3,0252)	0,0476 (2,1962)	-0,0163 (-0,7513)	0,1694*** (7,9309)	0,0654** (3,0205)		0,0234 (1,0787)	0,1029*** (4,7676)	
Malezya	$r(t,t)$	0,1384*** (6,4404)	0,1985*** (9,3340)	0,2388*** (11,3334)	0,5384*** (29,4527)	0,4142*** (20,9728)		0,4919*** (26,0381)	0,7185*** (47,6091)	
	$r(t,t-1)$	0,0755*** (3,4895)	0,0918*** (4,2487)	0,0302 (1,3925)	0,1221*** (5,6696)	0,0654** (3,0205)	0,1318*** (6,1277)		0,2292*** (10,8520)	
G. Afrika	$r(t,t)$	0,2322*** (11,0021)	0,2123*** (10,0125)	0,2568*** (12,2458)	0,1161*** (5,3871)	0,4142*** (20,9728)	0,4919*** (26,0381)		0,3435*** (16,8565)	
	$r(t,t-1)$	-0,0096 (-0,4425)	-0,0393 (-1,8126)	-0,0284 (-1,3094)	0,01 (0,4609)	-0,0165 (-0,7605)	-0,0265 (-1,2217)	0,0202 (0,9311)		
ABD	$r(t,t)$	0,0866*** (4,0062)	0,171*** (7,9987)	0,2383*** (11,3083)	0,0981*** (4,5430)	0,2945*** (14,2024)	0,7185*** (47,6091)	0,3435*** (16,8565)		
		parantez içindeki değerler t-istatistikleridir.								
		***	%1 düzeyi için anlamlı							
		**	%5 düzeyi için anlamlı							
		*	%10 düzeyi için anlamlı							

Diğer taraftan Tablo III, Brezilya ile Meksika'nın yüksek korelasyona sahip olduğunu göstermektedir. Bu bulgu Calvo ve Reinhart'ın (1996) mali dalganmaların yaygınlığında dışa açık ülkelerin coğrafi olarak yakınında olan ülkelere etkilendiği yaklaşımı ile tutarlı olarak değerlendirilebilir.

Küresel mali dalganmaların yayılmasında rol oynayan ABD 10 yıllık hazine tahvili getirileri ile Malezya'nın EMBIG getirileri arasında güçlü bir korelasyon ilişkisi öne çıkmaktadır. Kamu borcu değerlendirmelerinde A- olan Malezya'nın notu Kore'den sonra ikinci yüksek sırada yer alması¹⁷ bu güçlü korelasyonun ortaya çıkmasının bir nedeni olabilir.

17 Bununla birlikte Kore'nin EMBIG Endeksi hesaplanmaya başlamamıştır IMF (2006: 90).

Granger Nedenselliği ile İlgili Bulgular

Uygulanabilirliğindeki kolaylık dolayısıyla Granger nedenselliği, büyük dalgalanma dönemlerindeki potansiyel ve güçlü ilişkilerin varlığını araştırırken öne çıkan bir yöntemdir. Sander ve Kleimeier (2003) ile Forseti (2007), büyük dalgalanma dönemlerini Granger nedenselliklerindeki artışlar ile inceleyen çalışmalara örnek oluşturmaktadır. Granger nedenselliğinin iki taraflı olmasına ilişkin sonuçların elde edilmesi de ayrıca mümkündür.

Granger nedenselliği, iki ülkenin birbirinin nedeni olup olmadığı sorusuna cevap vermektedir. Granger vd. (2000: 340), bu durumu r_{yt} ve r_{xt} gibi iki ülke getirisi arasında şu şekilde ifade etmektedir:

$$r_{xt} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} r_{xt-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} r_{yt-i} + \varepsilon_{xt}$$

$$r_{yt} = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} r_{yt-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} r_{xt-i} + \varepsilon_{yt}$$

Türkiye ve Rusya'nın hisse senedi getirilerini ele alalım. İki ülkenin birbirinin Granger nedeni olmadığını sınavan $H_0: \alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots \alpha_{2k} = 0$ ve $H_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \dots \beta_{2k} = 0$ hipotezlerinin sırasıyla reddedilmesi halinde, Rusya hisse senedi endeksi getirisi Türkiye hisse senedi endeksi getirisinin ve Türkiye hisse senedi endeksi getirisi Rusya hisse senedi endeksi getirisinin Granger nedeni olmaktadır.

Ele alınan getiriler ile ilgili tek taraflı ve iki taraflı Granger nedenselliği sonuçları sırasıyla Tablo IV ve Tablo V'te bulunmaktadır.

Tablo IV'teki EMBIG getirilerinde Brezilya'nın Türkiye'nin tek taraflı nedeni olması korelasyon sonuçlarına benzer şekilde ortaya çıkmaktadır. Aynı tabloda ABD 10 yıllık hazine tahvili getirileri ise tek taraflı olarak Türkiye, Rusya, Macaristan, Malezya ve Güney Afrika EMBIG getirilerinin Granger nedeni olmaktadır.

Tablo IV. Tek Taraflı Granger Nedensellikleri

H_A	Gecikme=5	Gecikme=4	Gecikme=3	Gecikme=2	Gecikme=1
Rusya =>Türkiye	ist. anlamsız	ist. anlamsız	ist. anlamsız	2.76562*	5.44780***
Brezilya=>Türkiye	10.1009***	12.3016***	15.5671***	22.9435***	37.9971***
Meksika=>Türkiye	4.93647***	6.03560***	7.83651***	11.5849***	23.8626***
ABD 10Y=>Türkiye	2.70836**	3.35368***	3.93201***	5.17508***	9.70390***
Brezilya=>Rusya	9.34705***	10.9077***	14.4625***	21.5656***	20.5737***
Meksika=>Rusya	5.82002***	6.53488***	8.45855***	11.7192***	19.8572***

ABD 10Y=>Rusya	3.71056***	4.28589***	5.4561***	7.72273***	15.4507***
Meks.=>Macaristan	4.93227***	5.72305***	6.75782***	9.74779***	15.5001***
ABD 10Y=>Macarst	32.7230***	39.8418***	52.2076***	76.7213***	141.450***
G. Afrika=>Macarist	İkili G. Nd.	İkili G. Nd.	12.7793***	18.8068***	İkili G. Nd.
Brezilya=>Malezya	Ist. Anlamsız	ist. anlamsız	11.5833***	17.5896***	32.9413***
Meksika=>Malezya	Ist. Anlamsız	ist. anlamsız	7.37821***	7.44476***	11.8408***
Meksika=>G. Afrika	9.25020***	10.6300***	14.3452***	16.6206***	26.8801***
Malezya=>G. Afrika	19.3123***	19.7461***	24.9332***	36.7232***	64.33332** *
ABD 10 Y=>Malez.	11.4781***	13.4306***	17.3364***	25.5753***	51.5723***
ABD 10Y=>G. Afri.	32.8880***	39.8329***	53.2905***	79.5276***	150.279***

Hata olasılıkları *** için %1, ** için %5, * için %10 olmaktadır.

Tablo V. İki Taraflı Granger Nedensellikleri

H _A	Gecikme=5	Gecikme=4	Gecikme=3	Gecikme=2	Gecikme=1
Türkiye=>G. Afrika	2.46924**	3.08619**	3.52466**	4.80242***	9.84588***
G.Afrika=>Türkiye	3.00736**	3.76167***	5.10313***	7.70938***	15.8549***
G. Afrika=>Macarist.	8.42859***	10.4364***	Tekli G. Nd.	Tekli G. Nd.	23.1949***
Macaristan=>G. Afri.	1.91938*	2.26392*	ist. anlamsız	ist. anlamsız	3.51833**
Güney Afrika=>Rusya	ist. anlamsız	2.36523*	3.04141**	3.27759**	5.5888***
Rusya=>G.Afrika	ist. anlamsız	2911***	7.92155***	11.5127***	22.1945***
Meksika=>Brezilya	2.76298**	3.29266**	4.25374***	4.60473***	6.83571***
Brezilya=>Meksika	9.13230***	11.1524***	14.6980***	20.8956***	39.53934***

Hata olasılıkları *** için %1, ** için %5, * için %10 olmaktadır.

Tablo V, Türkiye ile Güney Afrika ve Macaristan ile Güney Afrika'nın EMBIG getirileri ikili anlamda potansiyel güçlü ilişkilerin varlığını göstermektedir. Bu bulgu, Kaminsky ve Reinhart'ın (1999: 480) öne sürdüğü mali dalgalanma dönemlerindeki yaygınlığın yüksek cari açık baskısı altındaki ülkeleri daha fazla etkileyebileceği görüşünü desteklemektedir. Benzer şekilde Brezilya ile Meksika arasında ikili anlamda ortaya çıkan Granger nedenselliği sonuçları ise, Calvo ve Reinhart'ın (1996: 151) mali piyasalardaki dalgalanmaların aktarılmasında yakın bölgelerdeki ülkelerin etkilenebileceği görüşüne paraleldir. Buna karşın aynı bölgede yer alan ve birbirleriyle yoğun

ticari ilişkileri bulunan Rusya ile Türkiye arasında ikili anlamda potansiyel güçlü ilişkilerin bulunamaması, beklentilerden farklı olarak ortaya çıkmaktadır.

Panel Probit Tahminleri ile İlgili Bulgular

Bağımlı değişkenin probit veya logit gibi tahminler kullanılarak kesikli bağımlı değişkene dönüştürülmesi ve buradan alınacak sinyallerden dalgalanma olasılığı tanımlandığı çalışmalar bulunmaktadır. Örneğin bu yöntemleri kullanan Frankel ve Rose (1996) ve Berg vd. (2006) büyük dalgalanma dönemlerinde değişkenlerin aldığı değerlerin sükûnet dönemlerinden farklı olup olmadığını test etmektedir. Wooldridge (2005: 41) ise dalgalanmalardaki ısrarcılığı ve heterojen etkileri hesaba katacak şekilde panel probit tahminleri şu şekilde yapmaktadır:

$$P(da\ lg\ alanma_{it} = 1 | da\ lg\ alanma_{i,t-1}, getiri_{it}, ABD, c_i) \\ = \Phi(\alpha da\ lg\ alanma_{i,t-1} + \beta getiri_{it} + \delta ABD_t + c_i)$$

Bu gösterimdeki t = günleri ve i =yatay kesitte yer alan ülkeleri ifade etmektedir. α katsayısının tahmini, bir önceki gündeki dalgalanma veya sükûnet olması halinin ısrarcılığını göstermektedir. β tahmini, ele alınan ülkenin dışındaki ülkelerin getirilerinin dalgalanma olasılığı üzerindeki etkisini ortaya koymaktadır. δ tahmini, küresel mali dalgalanmaların yayılmasında rol oynadığı düşünülen ABD 10 yıllık hazine tahvili getirilerinin etkisini göstermektedir.

Dalgalanma olasılığı için yapılacak modellemedeki bağımlı değişken, ele alınan her bir ülke getirisinin ortalaması ve standart sapmalarına göre şu şekilde hesaplanabilir:

$$r_{it} - \bar{r}_i \geq 2\sigma \text{ veya } r_{it} - \bar{r}_i \leq -2\sigma \text{ ise } 1 \\ -2\sigma < r_{it} - \bar{r}_i < 2\sigma \text{ ise } 0$$

Yapılan hesaplamalarda standart sapma σ olarak ele alındığında güven aralığı düşük olmaktadır. İstatistiki açıklayıcılığın gücünü artırmak bakımından σ yerinde 2σ tercih edilmektedir.

Şekil I ve Tablo II'den görüldüğü gibi, ele alınan her bir getirinin ortalaması sıfır etrafında olduğundan, hesaplamalarda bir kolaylık sağlaması bakımından $\bar{r}_i = 0$ varsayılabilir.

Bu varsayım kullanılarak, EMBIG getirilerindeki dalgalanma dönemleri aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$r_{it} \leq -2\sigma \text{ ise } 1$$

$$-2\sigma < r_{it} < 2\sigma \text{ veya } r_{it} \geq 2\sigma \text{ ise } 0$$

Ülkelerin heterojen etkilerini içeren panel probit tahminleri STATA 8.0 programı ile yapılmıştır. Dalgalanma olasılığı için yapılan panel probit tahmin sonuçları Tablo VI'da sunulmaktadır.

Tablo VI. Panel Probit Tahminleri: Katsayı Tahmini ve Marjinal Etkiler

	EMBIG Getirileri	
	Katsayı Tahminleri	Marjinal Etkiler
Türkiye	-1.790*** (-27.02)	
Rusya	-2.467*** (-31.80)	
Macaristan	-1.368*** (-21.92)	
Brezilya	-1.763*** (-26.72)	
Meksika	-1.377*** (-21.96)	
Malezya	-1.498*** (-23.53)	
Güney Afrika	-1.532*** (-24.03)	
α	0.516*** (5.72)	0.0375*** (3.82)
β	-0.779*** (-15.70)	-0.040*** (-13.98)
δ	22.929*** (2.33)	1.004** (2.32)
LRI ¹⁸	0.112	

18 McFadden'in (1974) öncülüğünde geliştirilen ve modelin güvenilirliğini ölçmek için başvurulabilecek bir ölçüt olan olabilirlik oranı endeksi (likelihood ratio index, LRI) şöyle hesaplanır: $LRI = 1 - \ln L / \ln L_R$. L olabilirliği ve L_R sadece sabitin olabilirliğini gösterir. Bu endeks sıfır ile bir arasında değer alır. Endeksin sıfıra yakın değer alması halinde modelin başarısız olduğu kabul edilir. Modelin güvenilirliği LRI'nın alacağı yüksek değere bağlıdır.

Tekrarlama sayısı	5	
Yatay Kesit Sayısı	7	
Gözlem Sayısı	14881	
DalgalanmaOlasılığı	455	
Marjinal Etkiler $y=Pr(\text{dalga})(\text{tahmin})$		0.0178

Parantez içindekiler z-istatistikleridir.

***, ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyi için anlamlıdır.

EMBIG getirilerindeki düşüşlerin dalgalanma dönemleri olduğunu varsayan Tablo V'teki β tahmininin negatif olması, kendisi dışında kalan ülke getirilerindeki düşüşün dalgalanma olasılığını artırdığını; kendisi dışında kalan ülke getirilerindeki düşüşlerin mali dalgalanmaların gelişen ülkeler arasındaki yaygınlığında etkili olabileceğini göstermektedir.

Diğer yandan, Tablo VI'dan, %1 düzeyi için anlamlı olan gelişen ülkelere özgü özelliklerin (heterojen etkilerin) dalgalanma dönemlerini ters yönde etkilediğini (sükûnet olasılığını artırdığını) anlaşılmaktadır.

Tablo VI'daki tahmini %1 düzeyinde anlamlıdır. Dolayısıyla ABD 10 yıllık hazine tahvillerinin getiri artışları gelişen ülke EMBIG getirilerindeki dalgalanma olasılığını artırmaktadır.

Tablo VI'daki dalgalanma olasılığının bir önceki dönem ile ilişkili olup olmadığını sınavan katsayılar, %1 hata payı ile anlamlıdır. Dalgalanma olasılığında ısrarcılığın bulunmaması ise, bu serilerin belirli bir ortalamaya geri dönmesi anlamını taşımaktadır. Öte yandan 0.089 olarak elde edilen katsayı tahmin büyüklüklerinin birden uzak olması, bu yolla elde edilen dalgalanma olasılıklarında ısrarcılık ile karşılaşılmadığını işaret etmektedir¹⁹.

Bulguların Değerlendirilmesi

Veri seti üzerinde değişik yöntemlerle yapılan uygulamalar sonucunda ortaya çıkan bulgular şöyle değerlendirilebilir:

Korelasyonlarla ilgili bazı bulgular, mali dalgalanmaların gelişen ülkelerin kendi aralarındaki yaygınlıkta coğrafi yakınlıkların etkili olabileceğini ortaya koymuştur. EMBIG getirilerinde Brezilya ve Meksika arasında elde

¹⁹ Dalgalanma olasılığında ısrarcılığın bulunmaması, bu serilerin belirli bir ortalamaya geri dönmesi anlamını taşımaktadır. Durağan verilerle yapılan tahminlerde ısrarcılığın bulunması beklenmez.

edilen yüksek korelasyonlar bu yaklaşımı desteklemiştir. Ayrıca EMBIG getirilerinde Türkiye en yüksek korelasyonu, Brezilya ile göstermiştir. (Brezilya da Türkiye gibi kısa dönemli faiz oranlarına odaklanarak oluşturduğu para politikası yoluyla enflasyon hedeflemesi yapan bir ülkedir).

EMBIG getirilerinin ortaya çıkardığı Türkiye ile Güney Afrika ve Güney Afrika ile Macaristan arasındaki iki taraflı nedensellik, büyük dalgalanma dönemlerinin yüksek cari açığa sahip ülkeleri daha fazla etkileyebileceği yönündeki görüşlere destek vermiştir.

EMBIG getirilerindeki azalışlar dalgalanma olasılığı olarak tanımlanmıştır. Bu tahminler, içinde Türkiye'nin de yer aldığı gelişen ülke EMBIG getirilerindeki dalgalanma olasılıklarının küresel boyutunun panel probit çerçevesinde açıklanmasında bir ilk olmuştur. Dalgalanma olasılığı için belirli eşik değerler oluşturulmuş ve bir gün önceki ısrarcılık katsayısı da tahminlere eklenmiştir.

Panel probit tahminlerinden kendisi dışında kalan gelişen ülke EMBIG getirilerindeki düşüşlerin dalgalanma olasılığını artırdığı anlaşılmıştır. Bu tahminler kendisi dışında kalan ülke getirilerindeki düşüşlerin mali dalgalanmaların gelişen ülkeler arasındaki yaygınlığında etkili olabileceğini göstermiştir.

Aynı tahminler EMBIG ve hisse senedi getirilerindeki dalgalanma olasılıklarının bir gün önceki dalgalanma olasılığından da etkilenebileceğini işaret etmiştir.

EMBIG getirilerinin ABD 10 yıllık hazine tahvili getirileriyle gösterdiği korelasyonlar yeterli bulunmamıştır. Buna karşın ABD 10 yıllık hazine tahvili getirileri, tek taraflı olarak Türkiye, Rusya, Macaristan, Malezya ve Güney Afrika EMBIG getirilerinin Granger nedeni olmuştur.

Dalgalanma dönemleri için yapılan panel probit tahminlerinde ise ABD 10 yıllık hazine tahvili getirilerindeki artışların EMBIG getirilerindeki dalgalanma olasılığını artırdığı anlaşılmıştır.

Sonuç

ABD cari açığının finansmanında ABD'nin sıkı para politikası izlediği Haziran 2004 sonrasında FED oranlarının yükselmesi, zincirleme olarak tüm ekonomilerde kendisini hissettirmiş ve bu durum küresel likidite bolluğundaki

önemli nedenlerden birisi olarak değerlendirilmiştir²⁰. Küresel mali piyasalarda, Bracke ve Fidora'nın (2008) belirttiği gibi, düşük faiz oranlarının riskten kaçınma güdüsüyle getiri arayışının söz konusu olduğu böylesi bir dönemde ise, mali varlıklar üzerindeki risk primleri azalmış ve dünya genelinde talep canlılığı kendisini göstermiştir. Bu etkiler dolayısıyla küresel mali dalgalanmaların yaygınlığında ABD ekonomisindeki değişimlerin giderek diğer ekonomileri de etkilemesi kaçınılmaz hale gelmiştir.

Bu doğrultuda bulgular şu sonuçları ortaya çıkarmıştır:

Panel probit tahminleri, ABD 10 yıllık hazine tahvili getirilerindeki artışların EMBIG getirilerindeki dalgalanma olasılığında etkili olduğunu göstermiştir. Bu tahminlerden kendisi dışında kalan gelişen ülke EMBIG getirilerindeki düşüşlerin dalgalanma olasılığını artırdığı anlaşılmıştır.

Korelasyonlar ve Granger nedensellikleri ile ilgili sonuçlar ABD 10 yıllık hazine tahvili getirilerinin EMBIG getirileri üzerindeki etkisi için yeterli bulunmamıştır.

Bu sonuçlar ABD'den kaynaklanan mali dalgalanmaların gelişen ülke Euro-tahvil piyasalarındaki bir boyutunu ortaya koymuştur.

Korelasyonlarla ilgili bulgular, mali dalgalanmaların bir ülkeden diğerine yayılmasında benzer politika uygulamaları ile coğrafi yakınlıkların etkili olabileceğini göstermiştir. EMBIG getirileri ile ilgili iki taraflı nedensellikler ise, küresel dalgalanma dönemlerinin yüksek cari açığa sahip ülkeleri daha fazla etkileyebileceği yönünde sonuçlar sunmuştur.

Bu sonuçlar da gelişen ülke piyasalarının kendi aralarındaki mali dalgalanmaların yaygınlığının bir boyutunu ortaya koymuştur.

20 Bernanke'nin (2005) de dikkat çektiği gibi, ABD cari açığının bir boyutunda ABD'deki ulusal tasarruf seviyesi yatırımların finansmanında düşük kalmış ve bu bakımdan yabancıların ABD'deki tasarrufları önem kazanmıştır. 2007'nin ilk yarısındaki ABD emlak piyasalarındaki sıkıntıların ABD kredi piyasasında çalkantılara neden olmasıyla birlikte, 2007'nin son çeyreğinden itibaren ABD genişlemeci para politikaları uygulamaya başlamıştır. Bu durumda FED oranlarının düşmesi sonrasında küresel likiditedeki daralmasının etkileri, mali piyasalarda riskten kaçınma güdüsü, mali varlıklar üzerindeki risk primlerinin yükselmesi ve tüm dünya talebinin azalması olarak kendisini gösterebilir.

Kaynakça

- BCB (Banco Central Do Brazil), <http://www.Bcb.Gov.Br>
- Berg, Jeroen Van Den, Bertrand Candelon ve Jean-Pierre Urbain (2006), "A Cautious Note on the Use of Panel Models to Predict Financial Crises," www.Personeel.Unimaas.NL/J.Urbain/Vandenbergcandelonurbainwp2006.Pdf
- Bernanke, Ben (2005), "The Global Saving Glut and the U.S. Current Account Deficit," [Http://www.Federalreserve.Gov/Boarddocs/Speeches/2005/200503102/Default.Htm](http://www.Federalreserve.Gov/Boarddocs/Speeches/2005/200503102/Default.Htm)
- Bracke, Thierry ve Michael Fidora (2008), "Global Liquidity Glut or Global Saving Glut? A Structural Var Approach," *European Central Bank Working Paper*: 911.
- Calvo, Sara ve Carmen Reinhart (1996), "Capital Flows To Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?," Calvo, Guillermo A., Morris Goldstein ve Eduard Hochreiter (eds.), *Private Capital Flows to Emerging Markets* (Washington D.C.: Institute for International Economics): 151-171.
- Calvo, Guillermo A, Morris Goldstein, Eduard Hochreiter (eds.) (1996), *Private Capital Flows to Emerging Markets* (Washington D.C.: Institute for International Economics).
- Calvo, Guillermo A.ve Enrique G. Mendoza (2000), "Rational Contagion And Globalization of Securities Market," *Journal of International Economics*, 51(1): 79-113.
- Edwards, Sebastian (2005), "Is The U.S. Current Account Deficit Sustainable? And If not, How Costly is Adjustment Likely to Be?," *National Bureau Of Economic Research Working Paper*, 11541.
- Essaadi, Essahbi, Jamel Jouini ve Wajih Khallouli (2007), "The Asian Crisis Contagion: A Dynamic Correlation Approach Analysis," *Gate Paper*: 07-25.
- Forseti, Pasquale (2007), "Testing for Granger Causality between Stock Prices and Economic Growth," *Mpra Paper*, 2962, <http://Mpra.Ub.Uni-Muenchen.De/2962>
- Frankel, Jeffrey A ve Andrew K Rose (1996), "Currency Crashes in Emerging Markets: an Empirical Treatment," *International Finance Discussion Paper* (Washington: Board of Governors of Federal Reserve): 534.
- Gertler, Mark ve Cara S. Lown (1999), "The Information in the High-Yield Bond Spread for the Business Cycle: Evidence and Some Implications," *Oxford Review of Economic Policy*, 15: 132-150.
- Granger, Clive W.J., Bwo-Nung Huang ve Chin Wei Yang (2000), "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40: 337-354.
- Greene, William H. (1997), *Econometric Analysis* (New Jersey: Prentice-Hall International Inc.).
- İmer-Ertunga, Evrim (2009), *Küresel Mali Dalgalanmalar: Etkileri ve Yaygınlığı* (Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü).
- IMF (2006), "Chapter iii. Structural Changes in Emerging Sovereign Debt and Implications of Financial Stability," [Http://www.Imf.Org/External/Pubs1ft/Gfsr/2006/01/Pdf/Chp3.Pdf](http://www.Imf.Org/External/Pubs1ft/Gfsr/2006/01/Pdf/Chp3.Pdf) .
- Jpmorgan Tradable Index Strategies: Emerging Markets, <http://www.Jpmorgan.Com/Pages/Jpmorgan/Investbk/Solutions/Research/Embi>
- Kalafatçılar, Koray ve Gökhan Yılmaz (2009), "Küresel Likidite: Tanımı, Ölçümü ve Küresel Dengesizlikler ile Bağlantısı," *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 275, 9-36.
- Kaminsky, Graciela ve Carmen Reinhart (1999), "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems," *American Economic Review*, 89(39): 473-500
- Mcfadden, Daniel (1974), "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," Zarembka, Paul (ed.), *Frontiers in Econometrics* (New York: Academic Press): 105-142.

- Mody, Ashoka ve Mark P. Taylor (2003), "The High-Yield Spread As a Predictor of Real Economic Activity: Evidence of A Financial Accelerator for the United States," *International Monetary Fund Staff Papers*, 50: 373-402.
- Mody, Ashoka ve Mark P. Taylor (2004), "Financial Predictors of Real Activity and the Financial Accelerator," *Economics Letters*, 82: 167-172.
- Obstfeld, Maurice ve Alan M. Taylor (2002), "Globalization and Capital Markets," *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 8846.
- Özatay, Fatih ve Erdal Özmen ve Gülbin Şahinbeyoğlu (2009), "Emerging Market Sovereign Spreads, Global Financing Conditions and U.S. Macroeconomic News," *Economic Modelling*, 26: 526-531.
- Rüffer, Rasmus ve Livio Stracca (2006), "What is Global Excess Liquidity, and Does it Matter?," *European Central Bank Working Paper Series*, 696.
- Sander, Harald ve Stefanie Kleimeir (2003), "Contagion And Causality: an Empirical Investigation of four Asian Crisis Episodes," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(12): 171-186.
- Steeley, James M. (2006), "Volatility Transmission between Stock and Bond Markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16: 71-86.
- Stiglitz, Joseph E. (2006), *Making Globalization Work* (New York: Ww Norton).
- Wooldridge, Jeffrey M. (2005), "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem for Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity," *Journal of Applied Econometrics*, 20: 39-54.
- Zarembka, Paul (1974), *Frontiers in Econometrics* (New York: Academic Press).