

# Yurt İçi Orijinal Günah'ın Belirleyicileri: Türkiye Ekonomisi İçin Robust Regresyon Analizi

Merter AKINCI\*  
Menşure KOLÇAK\*\*  
Ömer YILMAZ\*\*\*

## Özet

*Bu çalışmanın amacı Türkiye'de 2003:01-2012:12 dönemi itibarıyla Yurt İçi Orijinal Günah'ın belirleyicilerini Robust Regresyon Analizi'ni uygulayarak incelemektir. Robust Regresyon analiz sonuçları; faiz oranları, uluslararası rezervler ve kredi hacminin yurt içi orijinal günah üzerinde pozitif yönlü bir etki yarattığını, buna karşın döviz kuru, enflasyon oranları ve dış borç stokunun yurt içi orijinal günah üzerinde negatif bir etki meydana getirdiğini göstermiştir. Ayrıca, kredi derecelendirme notu ile kamu sektörü tarafından toplanan vergi gelirlerinin yurt içi orijinal günah üzerinde önemli bir rol oynamadığı da tespit edilmiştir.*

**Anahtar Kelimeler:** Yurt İçi Orijinal Günah, Robust Regresyon Analizi, Zaman Serisi Analizi

## *The Determinants of the Domestic Original Sin: The Robust Regression Analysis for Turkish Economy*

### Abstract

*The purpose of this study is to investigate the determinants of the Domestic Original Sin in Turkey from 2003:01 to 2012:12 by employing the Robust Regression Analysis. The result of the Robust Regression Analysis points out that exchange rate, inflation rate and foreign debt stock have a negative effect on the Domestic Original Sin while interest rate, international reserves and credit volume have a positive effect on the Domestic Original Sin. It is also determined that credit*

---

\*Arş.Gör.Dr., Ordu Üniversitesi, Ünye İİBF, İktisat Bölümü, makinci86@gmail.com

\*\*Doç.Dr., Atatürk Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, mkolcak@atauni.edu.tr

\*\*\*Prof.Dr., Atatürk Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, omeryilmaz@atauni.edu.tr

*ratings and tax revenues collected by the government sector do not play an important role on the Domestic Original Sin.*

**Key Words:** *Domestic Original Sin, Robust Regression Analysis, Time Series Analysis*

**JEL Classification Codes:** *C32, F34, H63*

### **Giriş**

Eichengreen ve Hausmann (1999)'ın öncü çalışmaları ile literatüre kazandırılan ve daha sonra Eichengreen vd. (2005, 2007)'nin katkılarıyla geliştirilen Orijinal Günah kavramı, bir ülkenin kendi ulusal parası ile dış piyasalardan borçlanamaması ve iç piyasada yine ulusal parası ile uzun vadeli borçlanma yetisini kaybetmesi şeklinde tanımlanmaktadır. Ulusal para ile borçlanma imkânının söz konusu olmaması dolayısıyla tüm yurt içi yatırımlar ya döviz ile finanse edilmekte ya da kısa vadeli krediler ile karşılanmaktadır. Gelişmemiş bir finansal sistem nedeniyle ortaya çıkan bu durum, finansal kesimin kırılğan bir yapıya bürünmesine sebep olmaktadır. Özellikle döviz cinsinden dış yükümlülükleri, koruma ihtimalini ortadan kaldıracak şekilde yüksek olan ülkelerin karşılaştıkları bir problem olan orijinal günah, finansal sistemin çöküşüne de zemin hazırlamaktadır. Temelde ekonomik bakımdan gelişme sürecinde olan ve liberal politikalar ile birlikte dış dünyaya entegre olarak açık bir yapılanma içine giren gelişmekte olan ülkeler yüksek kâr fırsatları dolayısıyla yatırımcıların büyük ilgisini çekmektedir. Ancak, ulusal paranın dış borçlanmada kullanılamaması ya da iç piyasada uzun vadeli borçlanmak için geçerli olmaması durumunda, dış finansmana ihtiyaç duyan özel ve kamusal sektör yabancı para cinsinden borçlanmak veya iç piyasadan kısa vadeli ödünç almak şeklindeki tercihlerle karşılaşmaktadır. Her iki tercihin kendi içinde bir risk barındırdığı dikkate alındığında, yatırımların finanse edilebilmesi için artan oranlarda döviz cinsinden borçlanması ulusal paranın devalüasyonu anlamına gelmektedir. Söz konusu bu durum firmaları iflas, iç piyasayı ise resesyon tehlikesi ile karşı karşıya bırakmaktadır. Diğer taraftan, yatırımların uzun vadeli fonlar yerine ulusal para cinsinden kısa vadeli krediler ile finanse edilmesi durumunda faiz oranları yükselmekte ve kredilerin yenilenmeme ihtimaline bağlı olarak iflas riski tekrar ortaya çıkabilmektedir. Dolayısıyla tüm yatırımlar ya parasal uyumsuzluk ya da vade uyumsuzluğundan etkilenmektedir (Eichengreen ve Hausmann, 1999: 11-3).

Sermaye üzerinde herhangi bir sınırlamanın olmaması durumunda dünya refahı, gelişmiş ülkelere doğru gelişmekte olan ülkelere doğru sermaye akımının gerçekleşmesiyle artmaktadır. Oluşan bu refah düzeyi, yurt içi ekonominin istikrarlı halini koruyabilmesi için sermaye akımlarıyla finanse edildiğinde daha da genişlemektedir. Ancak, gelişmiş ülkelere doğru daha fazla sermaye akımını engelleyen temel unsurlardan birisi, gelişmekte olan ülkelerin ulusal paraları ile dış piyasalardan borçlanamamalarıdır. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin döviz cinsinden dış borçlarının baskın olması durumunda reel döviz kuru değer kaybetmekte ve dolayısıyla borcun finanse edilmesi zorlaşmaktadır. Yükselen döviz kurunun borç-servis oranını olumsuz yönde etkilemesine bağlı olarak dış piyasalardan sağlanacak olan borçlanma kapasitesi de düşmektedir. Pozitif konjonktürde gerçek değerine yakınsayan, negatif konjonktürde ise değer kaybeden

reel döviz kurları yabancı para cinsinden borcun finansmanını zorlaştırmakta ve finansal kurumların borç verme arzularını düşürerek negatif çevrimsel dönemlerde sermaye akımlarını durdurabilmektedir (Eichengreen vd., 2007: 123).

Zayıf finansal sistemlerinden dolayı uluslararası sermaye akımlarına dahil olmakta zorlanan gelişmekte olan ülkelerde sabit faiz olanakları sunan menkul kıymet piyasası genellikle yoktur. Bu durum hem özel sektörün ve hem de kamusal sektörün etkinlik kayıpları nedeniyle kendisini göstermektedir. Özel sektörde firmaların genellikle küçük olmaları, gelişmiş kayıt ve muhasebe tekniklerine sahip olmamaları ve kendilerine ait menkul kıymet çıkaramamaları temel sorunlar olarak göze çarpmaktadır. Ayrıca, uzun vadeli proje çalışmaları yürüten firmaların sabit faizli menkul kıymet ihraç edememeleri ya da bu projelerini finanse edebilecek optimum vade yapısına uygun olacak şekilde borçlanamamaları da bir diğer sorundur. Dolayısıyla firmalar ya kısa vadeli banka kredilerini yenilemek durumunda kalmakta ya da en azından orta vadede değişken faizle borçlanma olanağını elde etmeye çalışmaktadır. Kamu sektörü açısından süreç irdelendiğinde ise kırılgan finansal sistemin, dalgalı bir yapı sergileyen enflasyon ile faiz oranlarının ve döviz kontrollerinin temel problemler olduğu söylenebilir. İlaveten, gelişmekte olan ülkelerde kamusal tahvillerin işlem gördüğü piyasalarda orta vadeli bir yapılanma söz konusu olduğu için finansal piyasalarda faiz oranları genellikle kısa vadeli oranları yansıtacak şekilde ayarlanmaktadır (McKinnon ve Schnabl, 2004: 338-339). Finansal kırılganlığı ve ülke riskini artıran bu durum ulusal para ile dış piyasalardan borçlanma imkânını da azaltmaktadır.

Gelişmekte olan ülkelerde finansal kırılganlığın azaltılması ve makroekonomik politikalar ile kurumsal yapılanmanın güçlendirilmesi etkinliği garanti olmayan zor bir süreçle gerçekleşmekte ve uzun dönemli bir planlamayla işlemektedir. Bununla birlikte Goldstein ve Turner (2004) ve Burger ve Warnock (2007) tarafından da belirtildiği gibi bu sürecin gerçekleşmesindeki temel unsurlar optimum makroekonomik politikalar ve bu politikalar ile uyumlu olan kurumsal yapılanmalardır. Ulusal para ile dış piyasalardan borçlanabilme yetisinin kazanılabilmesinde en önemli kurumsal yapılanma yurt içi tahvil piyasasının gelişimi olarak görülmektedir. Makroekonomik istikrar kapsamında değerlendirilen düşük ve öngörülebilir enflasyon oranlarının yanı sıra Bordo vd. (2003) tarafından sıklıkla vurgulanan optimum mali ve borç yönetim politikalarının da tahvil piyasasının gelişimini hızlandıran unsurlar olduğu göze çarpmaktadır. Bu gelişim süreci, yatırımcıların çeşitli koruma olanaklarından yararlanarak riski minimize etmelerine yardımcı olacak yeni türev ürünlerinin ortaya çıkmasına neden olmakta ve dolayısıyla tahvil piyasasının çekiciliğini artırmaktadır. Bu durum, optimum ekonomik performansa ulaşan ülkelerde yurt içi finansal piyasaların gelişimi ile nihai aşamaya ulaşmakta ve döviz cinsinden menkul değerlere olan talebi azaltmaktadır. Dahası, güçlenen kurumsal yapılanma ile birlikte dış piyasalarda da etkin bir konuma ulaşılmakta ve ulusal para cinsinden kredi hakları elde edilebilmektedir (Kahn, 2005: 72).

Bu çalışmada, yurt içi orijinal günahın belirleyicileri Türkiye ekonomisi dikkate alınarak 2003:1-2012:12 dönemi aylık verileri itibarıyla Robust Regresyon Analizi kullanılarak tahmin edilecektir. Bu amaç doğrultusunda çalışma üç bölüme ayrılmıştır. Birinci bölümde, konu ile ilgili literatürde yer alan çalışmalara değinilmekte; “yöntem ve veriler” başlıklı ikinci bölümde, çalışmanın uygulama

kısına ait metodoloji ve veri seti tanıtılmakta; üçüncü bölümde ise uygulama bulgularına yer verilmektedir. Çalışma, genel bir değerlendirmenin yapıldığı sonuç bölümüne bitmektedir.

### 1. Literatür Özeti

İktisat literatürüne sunulmuş yeni bir kavram olan orijinal günah, ülke ekonomileri için önemli bir istikrar göstergesi özelliği sunmasına rağmen henüz üzerinde çok fazla durulan bir konu olma niteliği kazanamamıştır. Bununla birlikte ilgili konu dikkate alınarak yapılan az sayıdaki çalışma orijinal günahın belirleyicileri ile ekonomi üzerindeki etkilerini incelemiştir. Hausmann vd. (2001), 1990-1999 döneminde gelişmiş ve gelişmekte olan 38 ülkeyi dikkate alarak döviz kuru ile para politikası davranışları arasındaki ilişkiyi panel veri analizleri yardımıyla inceledikleri çalışmalarında, ülkelerin kendi ulusal paraları cinsinden dış piyasalardan borçlanma kapasiteleri ile sahip oldukları döviz kuru sistemini yönetme başarıları arasında güçlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ulusal paraları cinsinden dış piyasalardan borçlanamayan dalgalı döviz kuru sistemini benimsemiş ülkelerin daha yüksek düzeyde rezerv seviyesine sahip olduğunu belirten yazarlar, bu ülkelerde döviz kurundaki yüksek dereceli dalgalanmalara daha az müsamaha gösterileceğini vurgulamışlardır.

1970-1997 döneminde 170 ülkeyi dikkate alarak orijinal günah ile para krizi arasındaki ilişkileri panel veri analizleri yardımıyla inceleyen Fernandez-Arias ve Hausmann (2001), gelişmekte olan ülkelerde orijinal günahın doğrudan yabancı yatırımlar dışındaki sermaye akımları için artan ölçüde bir risk unsuru yarattığını belirtmişlerdir. Dolayısıyla yazarlar orijinal günahın kurtulma sürecine bağlı olarak ortaya çıkabilecek olan risk odaklı krizlerin elimine edilebileceğini de vurgulamışlardır.

Hausmann ve Panizza (2003), 1993-2001 dönemi itibarıyla 91 ülkede uluslararası orijinal günah ve 21 ülkede yurt içi orijinal günahın belirleyicilerini dengesiz panel veri analizleri yardımıyla tespit etmeye çalışmışlardır. Ülkelerin sahip oldukları kalkınma düzeyi ve kurumsal kalite seviyesi ile uluslararası orijinal günah arasında anlamlı bir korelasyon ilişkisinin olmadığını belirten yazarlar, sermaye kontrolleri ile uluslararası orijinal günah arasında sınırlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, para politikası kredibilitesi ve mali yeterlilik ile uluslararası orijinal günah arasında zayıf bir korelasyon ilişkisi olduğu saptanmıştır. Benzer bulgular, yurt içi finansal kalkınma düzeyi ve uygulanan döviz kuru rejimi ile uluslararası orijinal günah ilişkisi dikkate alındığında da elde edilmiştir. Diğer taraftan yazarlar; ölçek ekonomileri, ekonomik büyüme düzeyi ve toplam yurt içi kredi seviyesinin uluslararası orijinal günahı etkileyen temel faktör olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yurt içi orijinal günahın belirleyicileri tespit edilmeye çalışıldığında ise ekonomik büyüme, kalkınma düzeyi ve kurumsal kalite seviyesi ile orijinal günah arasında bir bağlantı olmadığı anlaşılmıştır. Parasal kredibilite ve sermaye kontrollerinin düşük yurt içi orijinal günah seviyesine neden olduğunu belirten yazarlar, döviz kuru esnekliğinin yurt içi orijinal günah ile negatif bir korelasyon ilişkisi içinde olduğunu vurgulamışlardır.

Orijinal günah sorununa yakalanmayan ya da yakalansa bile bu sorundan kurtulabilen ülkelerde orijinal günahı etkileyen faktörleri çeşitli ülkeler itibarıyla tarihsel perspektiften inceleyen Bordo vd. (2003); güçlü finansal kurumların, parasal

kredibilitenin ve finansal kalkınma düzeyinin orijinal günahın tamamen kurtulabilmek için yeterli olmadığını belirtmişlerdir. Bununla birlikte yazarlar; gelişmiş tahvil piyasaları, ölçek ekonomileri, dışsallıklar ve ekonomideki likidite düzeyinin iç borç stokunu belirleyen ve bununla birebir bağlantılı olan faktörler olduğunu ifade etmişlerdir.

Bordo ve Meissner (2006), 1880-1997 dönemini dikkate alarak 56 ülkede orijinal günah ile ödemeler bilançosu krizlerine yol açan faktörleri belirlemek ve ilgili göstergeler bazında anlamlı bir farklılığın olup olmadığını tespit edebilmek amacıyla panel veri analizlerini kullanmışlardır. İlgili dönemi 1880-1913 ile 1972-1997 olmak üzere ikiye ayıran ve ilk dönem itibarıyla 20, ikinci dönem itibarıyla 36 ülkeyi analiz kapsamına dahil eden yazarlar, yüksek parasal borç seviyesinin daima finansal türbülanslara neden olacağı sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, orijinal günah sorunu ile karşılaşan ülkeleri gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler şeklinde iki alt gruba ayıran yazarlar, orijinal günah nedeniyle gelişmiş ülkelerin krizlerle daha az karşılaşmalarını, gelişmekte olan ülkelerin ise orijinal günah dolayısıyla yaşadıkları finansal kırılganlığın krizlere neden olduğunu vurgulamışlardır. Dolayısıyla analiz bulguları, borç krizleri ile orijinal günah arasında “ters U” şeklinde bir ilişkinin geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Bununla birlikte yazarlar, belli bir eşik değerine kadar orijinal günahın artmasına paralel olarak borç krizinin ortaya çıkma olasılığının fazla, %50-%60 düzeyini aşan orijinal günah seviyelerinde bir borç krizinin yaşanma olasılığının ise düşük olduğunu vurgulamışlardır.

Faiz oranı ve döviz kurundaki oynaklığın borç stokunun gelişime dahil edilmesi suretiyle ülke risk düzeyinin değerlendirilmesinde kullanılabilecek yeni bir gösterge değerini “Riske Maruz Değer” yöntemini kullanarak Türkiye ekonomisi için hesaplayan Gürcihan ve Yılmaz (2007), tarihsel simülasyon yönteminden de yararlanarak borç yükünün alabileceği maksimum değeri hesaplamışlardır. Analiz sonuçları, zaman kesitinin uzunluğundan bağımsız olarak 2002 yılından itibaren farklı dönemlerde risk-dahil borç stokunun azalma eğilimine girdiğini göstermiş, ancak 2005 yılı birinci çeyreği itibarıyla 2001 krizi öncesine göre yüksek seviyede olduğunu yansıtmıştır. Ayrıca yazarlar, risk-dahil borç stokunun kriz öncesi seviyesine dönmemesini 2001 krizi sonrasında yaşanan seviye artışı ile yapısal değişime bağlamışlardır.

Finansal istikrarın belirleyicilerini gelişmiş, gelişmekte olan ve yükselen piyasa ekonomileri için 1980-2005 ve 1993-2005 alt dönemleri itibarıyla tespit etmeye çalışan Obstfeld vd. (2009), ilgili ülke grupları için panel veri analizlerini kullanmışlardır. Yazarlar tarafından elde edilen bulgular sadece 1993-2005 döneminde tüm ülke grupları için orijinal günahın finansal istikrar düzeyini pozitif ve istatistiki bakımdan anlamlı olarak etkilediğini göstermiştir.

Mehl ve Reynaud (2010), döviz cinsinden kısa vadeli olan veya çeşitli makroekonomik göstergelere endeksli kamu borç kompozisyonunun yaratabileceği risk unsurlarını ve bunların belirleyicilerini 33 yükselen piyasa ekonomisini dikkate alarak 1994-2006 döneminde panel veri analizleri yardımıyla inceledikleri çalışmalarında; ekonomik büyüklük, yerel yatırımcıların fazlalığı, enflasyon ve mali gelişmişliğin kamu borç kompozisyonunun riskli yapısıyla bağlantılı olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Bordo vd. (2010), bir ülkenin döviz cinsinden borç stokunun para ve borç krizleri ile kısa dönemli büyüme ve uzun dönemli çıktı düzeyi üzerindeki etkilerini

1880-1913 ve 1973-2003 dönemi itibarıyla 45 ülkeyi dikkate alarak panel veri analizleri yardımıyla inceledikleri çalışmalarında, toplam borç stoku içerisinde döviz cinsinden borç düzeyinin artmasına bağlı olarak orijinal günah seviyesinin yükseldiğini ve bu durumun da para ve borç krizlerini tetiklediğini belirtmişlerdir. Ayrıca yazarlar, döviz cinsinden borcun yarattığı finansal krizlerin çıktı kayıplarına neden olduğunu da ifade etmişlerdir.

Bal ve Özdemir (2012), 1998-2010 döneminde Türkiye ekonomisini dikkate alarak döviz kuru rejimi, kurumsal yapı ve yurt içi borçlanma piyasalarındaki değişimin orijinal günah göstergeleri üzerinde etkisi olup olmadığını oran analizleri yardımıyla belirlemeye çalışmışlardır. Elde edilen bulgular, söz konusu dönemde incelenen değişkenler ve orijinal günah göstergelerinin azalan değeri arasında bir ilişki olduğunu göstermiştir.

## 2. Yöntem ve Veriler

Bu çalışmada, 2003:01-2012:12 döneminde Türkiye ekonomisi için yurt içi orijinal günah hipotezinin geçerli olup olmadığını araştırabilmek amacıyla Robust Regresyon Analizi'nden yararlanılmıştır. İlgili dönemin dikkate alınmasının temel nedeni, model tahmininde kullanılan değişkenlere ilişkin verilere ulaşabilme imkânından kaynaklanmıştır. Çalışmada, üç tanesi bağımlı ve dokuz tanesi bağımsız olmak üzere toplam 12 değişken dikkate alınmıştır. Analizlere konu olan değişkenler ile ilgili tanımsal bilgiler Tablo 1'de gösterilmiştir.

**Tablo 1: Değişkenler ile İlgili Tanımsal Bilgiler**

<b>Bağımlı Değişkenler</b>				
<b>Değişken</b>	<b>Kısaltma</b>	<b>Birim</b>	<b>Beklenen İşaret</b>	<b>Veri Kaynağı</b>
Yurt İçi Orijinal Günah 1	YİOG1	Oran		Hazine Müsteşarlığının verileri dikkate alınarak yapılan kendi hesaplamalarımız
Yurt İçi Orijinal Günah 2	YİOG2	Oran		Hazine Müsteşarlığının verileri dikkate alınarak yapılan kendi hesaplamalarımız
Yurt İçi Orijinal Günah 3	YİOG3	Oran		Hazine Müsteşarlığının verileri dikkate alınarak yapılan kendi hesaplamalarımız
<b>Bağımsız Değişkenler</b>				
Döviz Kuru	DK	TL Dönüşümü Yapılmış ABD\$/TL Kuru	-	TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
Tüketici Fiyat Endeksi	TÜFE	Endeks	-	TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
Mevduatlara Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı	FO	%	+/-	TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
Net Uluslararası Rezervler	REZERV	milyon ABD \$	+	TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)

Standard & Poor's Yabancı Para Cinsinden Kredi Notu	S&P	Kukla Değişken	+	Standard & Poor's resmi web sitesinden yararlanılarak elde edilen verilerden hareketle oluşturulan değerler
Bankacılık Sektörü Yurt İçi Kredi Hacmi	KREDİ	bin TL	+	TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
Dış Ticaret Hacminde Bir Önceki Aya Göre Değişim Oranları	DTH	bin ABD \$	+	TÜİK
Merkezi Yönetim Bütçesi Vergi Tahsilatı	VERGİ	milyon TL	+	Kalkınma Bakanlığı
Dış Borç Stoku	DBS	milyon TL	-	Hazine Müsteşarlığı

Orijinal günah, yurt dışı ve yurt içi olmak üzere iki kısma ayrılmaktadır. Yurt dışı ya da uluslararası orijinal günah, ülkelerin ulusal paraları ile dış piyasalardan borçlanamamaları şeklinde tanımlanırken; yurt içi orijinal günah, ülkelerin kendi iç piyasalarında uzun vadeli ve sabit faizli borçlanamaması olarak ifade edilmektedir. Dolayısıyla bu kavram, ülkelerin iç ve dış piyasalarda ancak döviz cinsinden borçlanabildiklerini vurgulamaktadır. Ayrıca, orijinal günah kapsamında döviz cinsinden borçlanılamaması durumunda bile ulusal parayla yalnızca kısa vadeli ve sabit faizli veya uzun vadeli ve değişken faizli borçlanılabileceği ifade edilmektedir (Eichengreen vd., 2005: 25-26; Yavuz, 2009: 283). Yurt içi orijinal günah beş bileşen dikkate alınarak hesaplanmaktadır. Bunlar; (a) uzun vadeli ve sabit faizli iç borç stoku (UVSFB), (b) kısa vadeli ve sabit faizli iç borç stoku (KVSFB), (c) kısa vadeli faizlere endeksli uzun vadeli iç borç stoku (KVFEb), (d) enflasyon düzeyine endeksli uzun vadeli iç borç stoku (EEUVB), (e) döviz cinsinden iç borç stoku (DCB)'dur. Adı geçen bileşenler kullanılarak yurt içi orijinal günah (YİOG) üç gösterge yardımıyla hesaplanmaktadır:

$$YİOG1 = \frac{DCB}{DCB + UVSFB + KVSFB + KVFEb + EEUVB} \quad (1)$$

$$YİOG2 = \frac{DCB + KVSFB + KVFEb}{DCB + UVSFB + KVSFB + KVFEb + EEUVB} \quad (2)$$

$$YİOG3 = \frac{DCB + UVSFB + KVSFB + EEUVB}{DCB + UVSFB + KVSFB + KVFEb + EEUVB} \quad (3)$$

Birinci gösterge, döviz cinsinden iç borç stokunu göstermekte; ikinci gösterge hem döviz cinsi hem de kısa vadeli faizlere duyarlı olan iç borç stokunu yansıtmakta, daha kapsamlı olan üçüncü gösterge ise enflasyon düzeyine endeksli uzun vadeli iç borç stokunu göstermekte ve sadece kısa vadeli faizlere endeksli uzun vadeli iç borç stokunu dışlamaktadır (Hausmann ve Panizza, 2003: 963-967; Gürcihan ve Yılmaz, 2007: 5-6).

Modelde dikkate alınan bazı bağımsız değişkenler ile ilgili olarak birtakım ek bilgilerin sunulmasına da ihtiyaç vardır. Modelin bağımsız değişkenlerinden birini oluşturan kredi notu, Standard&Poor's tarafından çeşitli kriterler bazında ülkelere atfedilen kredi notunu yansıtmaktadır. Bu çalışmada, adı geçen kuruluşun yabancı para cinsinden Türkiye'ye verdiği kredi notu kukla değişken olarak kullanılmıştır.

Bir önceki aya göre kredi notunda bir değişim olmaması halinde 0, pozitif yönlü bir değişim durumunda 1 ve negatif yönlü bir değişim durumunda ise 2 değeri modele dahil edilmiştir. Diğer taraftan, bankacılık sektörünce oluşturulan yurt içi kredi hacmi finansal sektörün büyüklüğünün ölçülebilmesi ve merkezi yönetim tarafından gerçekleştirilen vergi tahsilatı ise kamu sektörünün gücünün belirlenebilmesi amacıyla analizlere dahil edilmiştir.

Zaman serisi verileri ile çalışırken serilerin durağan olmaması olasıdır. Yapılacak olan analizlerde durağan olmayan seriler kullanılarak oluşturulan modellerde, Granger ve Newbold (1974)'un ifade ettiği gibi sahte regresyon sorunu ile karşılaşılması muhtemeldir. Sahte regresyon sorununun ortaya çıkması ise tahmin sonuçlarının değişkenler arasında sahte bir ilişkiyi yansıtmasına yol açmaktadır (MacKinnon, 1991: 266-267). Dolayısıyla birim kök testleri yapılmadan gerçekleştirilecek regresyon analizlerinin geçerliliği ortadan kalkmakta ve bir serinin diğer bir seri ile eşbütünlük olup olmadığının test edilmesi imkânsız hale gelmektedir (Feltham ve Giles, 2003: 153). Bu bağlamda, zaman serisi analizleri doğrultusunda kullanılacak olan serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenebilmesi amacıyla Dickey ve Fuller (1979, 1981) tarafından geliştirilen ADF birim kök testinden yararlanılacaktır. ADF birim kök testinde kullanılan süreç (4) numaralı denklemde gösterilmiştir:

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Trend + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

ADF testi, tahmin edilen (4) numaralı regresyon denkleminde  $\rho$ 'nin sifıra eşit olup olmadığını test etmektedir.  $H_0$  hipotezi, yani  $\rho = 0$  reddedilebiliyorsa  $Y$  değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olduğuna, aksi durumda durağan olmadığına karar verilir (Yamak ve Küçükkale, 1997: 6). (4) numaralı regresyon denklemindeki  $\rho = 0$  için hesaplanan  $t$  istatistiği, MacKinnon (1991) tarafından geliştirilen kritik değerler ile karşılaştırılarak değişken hakkındaki birim kök süreci saptanır.

Değişkenlerin durağanlıkları araştırıldıktan sonra sıra eşbütünlük analize gelmektedir. Eşbütünlük analizi, iktisadi değişkenlere ait seriler durağan olmasalar bile bu serilerin durağan bir doğrusal kombinasyonunun olabileceğini, bunun ekonometrik olarak belirlenebileceğini ve dolayısıyla değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koyabilmektedir. Bu bağlamda, durağan olmayan iki zaman serisi aynı dereceden entegre iseler bu durumda iki seri arasında bir eşbütünlük olabilir ve aralarındaki regresyon yanıltıcı olmaz (Tari, 2005: 405-406). Johansen-Juselius eşbütünlük metodu, farklı dereceden bütünlük olan değişkenlere uygulanabildiği için temel bir analiz tekniği niteliğini kazanmaktadır (Enders, 1995: 396). Johansen-Juselius eşbütünlük testi (5) numaralı regresyon dikkate alınarak yapılmaktadır (Turner, 2009: 825):

$$\Delta x_t = \alpha(\beta' x_{t-1} - \beta_0 - \beta_1) - \gamma_0 - \gamma_1 + \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada  $x_t$ ,  $t$  döneminde gözlenen değişkenlerin  $px1$  vektörünü;  $\alpha$ ,  $pxr$  katsayılar matrisini;  $\beta$ ,  $r$  eşbütünlük vektörlerini tanımlayan  $pxr$  katsayılar matrisini;  $\beta_0$ , eşbütünlük vektörler için kesikli  $rx1$  vektörünü;  $\beta_1$ , eşbütünlük vektörlerde lineer deterministik trendlerine olanak tanıyan  $rx1$  katsayılar vektörünü;



$\gamma_0$ , denklemdeki  $p \times 1$  kesikli vektörünü;  $\gamma_1$ ,  $p \times 1$  lineer trend katsayılar vektörünü ve  $\Gamma_j$ ,  $j=1 \dots k$ 'ya kadar olan ve gecikme uzunluğunu tanımlayan  $p \times p$  matrislerini ifade etmektedir.

Eşbütünlüşme analizinden sonra değişkenler arasında bir sebep-sonuç ilişkisi olup olmadığı nedensellik analizi ile araştırılmaktadır. Granger nedenselliğinde  $X$  ve  $Y$  gibi iki değişken arasındaki ilişkinin yönü araştırılır. Eğer mevcut  $Y$  değeri,  $X$  değişkenin şimdiki değerinden ziyade geçmiş dönem değerleri ile daha iyi tahmin edilebiliyorsa  $X$  değişkeninden  $Y$  değişkenine doğru bir Granger nedenselliğinden söz edilebilir (Charemza ve Deadman, 1993: 190). İki değişken arasında “sebeplik ilişki” araştırılırken (6) ve (7) numaralı regresyon kalıpları uygulanır (Kutlar, 2007: 267):

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (6)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + u_{2t} \quad (7)$$

Granger nedenselliğinde;  $Y_t$  ile  $X_t$  arasında tek ve çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olabileceği gibi değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı durum da ortaya çıkabilir.

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisi için yurt içi orijinal günah hipotezinin geçerli olup olmadığını araştırabilmek amacıyla Robust Regresyon Analizi'nden yararlanılmıştır. Robust Regresyon Analizi, Standart En Küçük Kareler (OLS) yöntemi ile karşılaştırıldığında dışa düşen sapmalı değerlerin etkilerini azaltabilme imkânını sağlayan Yeniden Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (IRLS) metodunu kullanarak genelleştirilmiş lineer model tahminlerinin elde edilmesine olanak tanıyan bir model olarak ifade edilmektedir. Lineer kalıba sahip temel bir Robust Regresyon Modeli,

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (8)$$

olarak yazılabilir. (8) numaralı eşitlikte  $\varepsilon_i$ , ortalaması sıfır ve varyansı sabit olan beyaz gürültü hata terimini ifade etmektedir. Veri bir  $X_{n \times p}$  sürecinde (8) numaralı eşitlik,

$$\sum_{i=1}^n x_i' \psi \left( \frac{y_i - x_i' \hat{\beta}}{\hat{\sigma}} \right) = 0 \quad (9)$$

olarak gösterilen (9) numaralı denklemi çözebilmek için gerekli olan  $\hat{\beta}$  regresyon parametresinin  $p$  tahmincisini bulmak için kullanılmaktadır. (9) numaralı eşitlikte yer alan  $\psi$ , kalıntı vektörünü temsil etmektedir. Daha spesifik olarak belirtmek gerekirse;  $\hat{\beta}$ , başlangıç tahmini ve  $h_i = x_i'(X'X)^{-1} x_i$  ise vektör kaldıraç değerini yansıtmak üzere  $\hat{\beta}^*$  çözümü aşağıda sunulan algoritma kalıpları dikkate alınarak hesaplanmaktadır:

1.  $k = p, \dots, n$  olmak üzere  $\hat{\sigma}_{MAD} = \text{Medyan}(|y_k - x'_k \hat{\beta}|) / 0.6745$  eşitliği hesaplanır. Bu eşitlikte  $|y_k - x'_k \hat{\beta}|$  ifadesi en yüksek  $n+p-1$  değerini yansıtan  $|y_p - x'_p \hat{\beta}| < \dots < |y_n - x'_n \hat{\beta}|$  sürecini vurgulamaktadır. Eşitliğin payda kısmında yer alan 0.6745 değeri, ilgili tahmin sürecini normal dağılıma yönlendiren bir sayısal ifadedir.

2. Sabit bir  $c$  değeri itibarıyla  $r_i$  olarak ifade edilen kalıntı değerleri  $r_i = (y_i - x'_i \hat{\beta}) / (\hat{\sigma}_{MAD} \sqrt{1-h_i})$  formülü kullanılarak hesaplanır.

3.  $w_i$  olarak ifade edilen ağırlık fonksiyonu  $w_i = (r_i, c)$  şeklinde tanımlanır.

4.  $\hat{\beta}$  tahmini,  $w_i$  olarak tanımlanan ağırlık değeri dikkate alınarak ağırlıklandırılmış en küçük kareler yöntemi ile hesaplanır.

5. 1-4 sürecinde hesaplanan değerler birbirlerine yakınsayınca kadar model çözümü tekrarlanır.

Holland ve Welsch (1977) ve Street vd. (1988), yukarıda ifade edilen algoritma kalıpları yardımıyla elde edilecek olan  $\hat{\beta}^*$  nihai tahmincisinin  $\beta$  ortalama ve  $\Lambda_r$  kovaryans ile asimptotik normal dağılım özellikleri sergileyeceğini belirtmişlerdir.  $\Lambda_r$  ile gösterilen kovaryans ise

$$\Lambda_r = \sigma^2 E\psi^2(\varepsilon) \left[ [E\tilde{\psi}(\varepsilon)]^2 \sum_{i=1}^n x_i x_i' \right]^{-1} \quad (10)$$

olarak formüle edilir. Bu eşitlikte yer alan  $\tilde{\psi}$  terimi,  $\psi$ 'nin türevini yansıtmaktadır. (10) numaralı eşitlikten hareketle DuMouchel ve O'Brien (1989), tahmin edilen standart hataların  $(\sqrt{\text{diag}(\hat{\Lambda})})$  (11) numaralı eşitliğin bir ikame fonksiyon olarak dikkate alınması suretiyle hesaplanabileceğini belirtmişlerdir. Bu ikame fonksiyon,

$$\hat{\Lambda} = \hat{\sigma}_{MAD}^2 c^2 K^2 \frac{[1/n - p] \sum_{i=1}^n (1-h_i) \psi(r_i)^2}{[1/n \sum_{i=1}^n \tilde{\psi}(r_i)]^2} (X'X)^{-1} \quad (11)$$

olarak yazılmaktadır. (11) numaralı eşitlikte yer alan aşağıdaki ifadeler

$$K = 1 + (p/n)(1-m1)/m1 \quad (12)$$

$$m1 = n^{-1} \sum_{i=1}^n \tilde{\psi}(r_i) \rightarrow E\tilde{\psi}(\varepsilon) \quad (13)$$

$$K(n-p)^{-1} \sum_{i=1}^n (1-h_i) \psi(r_i)^2 \rightarrow E\psi^2(\varepsilon) \quad (14)$$

olarak tanımlanan kalıplar yardımıyla hesaplanmaktadır.

### 3. Uygulama Bulguları

Bu çalışmada, yurt içi orijinal günah hipotezinin Türkiye ekonomisi için geçerli olup olmadığı 2003:01-2012:12 dönemi aylık verileri itibarıyla incelendiği için ilk olarak ortaya çıkması muhtemel olan mevsimsel etkilerin giderilebilmesi amacıyla  $X12$  kriteri esas alınmış ve seriler mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Shiskin vd.

(1967) tarafından geliştirilen bu yöntem, aylık ya da çeyrek dönemlik verilerin mevsimsel düzenlemesinin gerçekleştirilmesi için kullanılmaktadır. Toplamsal ya da çarpımsal düzenlemeleri mevsimsellik sistematığına uyarlayan bu prosedür, *X-11 ARIMA* tekniğinin geliştirilmiş bir versiyonudur.<sup>1</sup> Yurt içi orijinal günah hipotezini test edebilmek amacıyla uygulanan bütün analizlerde mevsimsel etkilerden arındırılan veriler kullanılmıştır. Yabancı para cinsinden ülkenin sahip olduğu kredi notunun kukla değişken olması dolayısıyla adı geçen seriye ait mevsimsel etkilerden arındırma işlemi uygulanmamıştır. Analizlerde kullanılan değişkenlere ait şekiller Ek-1'de ve mevsimsel etkilerden arındırma işlemi sonrası elde edilen şekiller Ek-2'de gösterilmiştir.

Zaman serisi analizleri, değişkenlerin durağan olup olmadıklarının araştırıldığı birim kök testleri ile başlamaktadır. Tablo 2, ADF birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. Değişkenlerin tamamının sabit, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz ADF testine tabi tutulduğu dikkate alındığında, YİOG1 ile FO değişkenlerinin seviye düzeyinde, diğer değişkenlerin ise birinci fark düzeylerinde durağan olduğu görülmektedir.

**Tablo 2: ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Sabitli		Sabitli & Trendli		Sabitsiz & Trendsiz	
	Seviye	Birinci Fark	Seviye	Birinci Fark	Seviye	Birinci Fark
YİOG1	-4.807(0)***	-	-4.525(0)***	-	-4.004(0)***	-
YİOG2	-1.376(0)	-9.969(0)***	2.564(0)	-9.936(0)***	-3.872(0)***	-
YİOG3	-0.314(0)	-12.137(0)***	-1.352(0)	-12.258(0)***	1.167(0)	-12.050(0)***
DK	-1.576(2)	-8.094(1)***	-3.206(3)*	-	-0.093(2)	-8.129(1)***
TÜFE	1.622(0)	-9.922(0)***	-1.483(0)	-10.181(0)***	13.315(0)	-2.354(2)**
FO	-6.143(1)***	-	-6.376(1)***	-	-4.840(1)***	-
REZERV	-1.002(2)	-4.909(1)***	-1.722(2)	-4.898(1)***	2.094(2)	-4.083(1)***
S&P	-2.735(12)*	-	-2.812(12)	-6.473(11)***	-0.688(12)	-6.544(11)***
KREDİ	1.909(3)	-2.591(2)*	-0.387(3)	-3.167(2)*	2.531(3)	-1.883(2)*
DTH	-1.276(1)	-15.907(0)***	-2.059(1)	-15.841(0)***	1.287(1)	15.657(0)***
VERGİ	1.300(3)	-11.528(2)***	-0.683(3)	-11.686(2)***	4.630(3)	-14.817(1)***
DBS	0.100(0)	-8.202(1)***	-2.092(0)	-8.383(1)***	1.244(0)	-8.784(0)***
Kritik Değerler	* : -2.579 ** : -2.885 *** : -3.486	* : -2.579 ** : -2.886 *** : -3.486	* : -3.149 ** : -3.448 *** : -4.036	* : -3.149 ** : -3.448 *** : -4.037	* : -1.614 ** : -1.943 *** : -2.584	* : -1.614 ** : -1.943 *** : -2.584

**Not:** Parantez içindeki değerler ilgili değişkene ait optimum gecikme uzunluklarını yansıtmakta olup, bu değerler Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak elde edilmiştir. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri ilgili değişkenin sırasıyla %10, %5 ve %1 önem seviyesinde durağan olduğunu yansıtmaktadır.

Modelde yurt içi orijinal günah göstergeleri ile bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin söz konusu olup olmadığını araştırabilmek amacıyla yapılan ve çoklu ilişkileri dikkate alan Johansen-Juselius eşbütünleşme test sonuçları Tablo 3'de sunulmuştur. Analiz bulguları; YİOG1 ile bağımsız değişkenler arasında sekiz, YİOG2 ve YİOG3 ile bağımsız değişkenler arasında ise 10 eşbütünleşme vektörünün olduğunu göstermiştir. Bu sonuçlar, yurt içi orijinal günah göstergeleri

<sup>1</sup>Bu konu hakkında daha fazla bilgi için: Shiskin vd. (1967).

ile bağımsız değişkenler arasında eşbütünlük yani uzun dönemli ilişkilerin geçerli olduğunu göstermekte ve ilgili değişkenler arasında en azından tek yönlü nedensellik ilişkisinin ortaya çıkma olasılığının artacağını yansıtmaktadır.

**Tablo 3: Çoklu İlişkileri Dikkate Alan Johansen-Juselius Eşbütünlük Test Sonuçları**

YİOG1 ile Bağımsız Değişkenler Arasındaki Eşbütünlük Test Sonuçları							
Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotez	İz İstatistiği	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer
$r = 0$	$r = 1$	659.434***	287.876	273.188	153.224***	75.686	68.812
$r \leq 1$	$r = 2$	506.209***	241.734	228.297	114.172***	69.440	62.752
$r \leq 2$	$r = 3$	392.037***	199.808	187.470	106.128***	63.169	56.705
$r \leq 3$	$r = 4$	285.908***	161.718	150.558	77.438***	56.844	50.599
$r \leq 4$	$r = 5$	208.469***	127.708	117.708	64.483***	50.473	44.497
$r \leq 5$	$r = 6$	143.986***	97.597	88.803	58.172***	44.016	38.331
$r \leq 6$	$r = 7$	85.813***	71.479	63.876	41.270***	37.486	32.118
$r \leq 7$	$r = 8$	44.543**	49.362	42.915	21.823**	30.833	20.551
$r \leq 8$	$r = 9$	22.719	31.153	25.872	15.261	23.975	19.387
$r \leq 9$	$r = 10$	7.458	16.553	12.517	7.458	16.553	12.517
YİOG2 ile Bağımsız Değişkenler Arasındaki Eşbütünlük Test Sonuçları							
Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotez	İz İstatistiği	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer
$r = 0$	$r = 1$	664.159***	287.876	273.188	154.066***	75.686	68.812
$r \leq 1$	$r = 2$	510.093***	241.734	228.297	110.892***	69.440	62.752
$r \leq 2$	$r = 3$	399.200***	199.808	187.470	103.849***	63.169	56.705
$r \leq 3$	$r = 4$	295.350***	161.718	150.558	72.596***	56.844	50.599
$r \leq 4$	$r = 5$	222.754***	127.708	117.708	58.384***	50.473	44.497
$r \leq 5$	$r = 6$	164.370***	97.597	88.803	52.461***	44.016	38.331
$r \leq 6$	$r = 7$	111.909***	71.479	63.876	45.669***	37.486	32.118
$r \leq 7$	$r = 8$	66.239***	49.362	42.915	31.675***	30.833	20.551
$r \leq 8$	$r = 9$	34.564***	31.153	25.872	20.938**	23.975	19.387
$r \leq 9$	$r = 10$	13.625**	16.553	12.517	13.625**	16.553	12.517
YİOG3 ile Bağımsız Değişkenler Arasındaki Eşbütünlük Test Sonuçları							
Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotez	İz İstatistiği	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer
$r = 0$	$r = 1$	654.973***	287.876	273.188	154.468***	75.686	68.812
$r \leq 1$	$r = 2$	500.505***	241.734	228.297	103.082***	69.440	62.752
$r \leq 2$	$r = 3$	397.423***	199.808	187.470	102.265***	63.169	56.705
$r \leq 3$	$r = 4$	295.158***	161.718	150.558	69.278***	56.844	50.599
$r \leq 4$	$r = 5$	225.879***	127.708	117.708	58.558***	50.473	44.497
$r \leq 5$	$r = 6$	167.321***	97.597	88.803	55.908***	44.016	38.331
$r \leq 6$	$r = 7$	111.412***	71.479	63.876	45.298***	37.486	32.118
$r \leq 7$	$r = 8$	66.114***	49.362	42.915	31.273***	30.833	20.551
$r \leq 8$	$r = 9$	34.841***	31.153	25.872	22.217**	23.975	19.387
$r \leq 9$	$r = 10$	12.624**	16.553	12.517	12.624**	16.553	12.517

**Not:** Uygun gecikme uzunluklarının seçiminde Schwarz Bilgi Kriterleri kullanılmış ve her bir eşbütünlük modeli için maksimum 8 gecikme uzunluğu üzerinden optimum gecikme

sayısının 1 olduğu tespit edilmiştir. \*\* ve \*\*\* işaretleri ilgili değişkenler arasında sırasıyla %5 ve %1 önem seviyesinde eşbütünlük ilişkilerin olduğunu yansıtmaktadır.

Yurt içi orijinal günah göstergeleri ile bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin bulunması söz konusu değişkenler arasında en azından tek yönlü de olsa bir nedensellik ilişkisinin olabileceğini ortaya koymaktadır. Buna göre Tablo 4, Granger nedensellik test sonuçlarını yansıtmaktadır.

**Tablo 4: Granger Nedensellik Analiz Sonuçları**

<b>YİOG1 ile Bağımsız Değişkenler Arasındaki Granger Nedensellik Test Sonuçları</b>			
<b>Değişken Çifti</b>	<b>Nedenselliğin Yönü</b>	<b>F – İstatistiği</b>	<b>Olasılık Değeri</b>
YİOG1(1)-ADK(5)	-	0.844	0.360
ADK(5)-YİOG1(1)	→	2.296*	0.072
YİOG1(1)-ΔTÜFE(1)	-	1.837	0.177
ΔTÜFE(1)-YİOG1(1)	→	2.239*	0.088
YİOG1(1)-FO(1)	→	7.010***	0.001
FO(1)-YİOG1(1)	-	1.678	0.191
YİOG1(1)-ΔREZERV(2)	-	0.031	0.859
ΔREZERV(2)-YİOG1(1)	→	2.326**	0.044
YİOG1(1)-ΔS&P(1)	-	0.066	0.796
ΔS&P(1)-YİOG1(1)	→	3.181***	0.002
YİOG1(1)-ΔKREDİ(1)	→	11.833***	0.000
ΔKREDİ(1)-YİOG1(1)	-	0.763	0.468
YİOG1(1)-ΔDTH(1)	-	0.066	0.796
ΔDTH(1)-YİOG1(1)	-	0.481	0.489
YİOG1(1)-ΔVERGİ(1)	-	0.521	0.595
ΔVERGİ(1)-YİOG1(1)	→	1.998*	0.089
YİOG1(1)-ΔDBS(4)	-	0.783	0.377
ΔDBS(4)-YİOG1(1)	→	2.024**	0.032
<b>YİOG2 ile Bağımsız Değişkenler Arasındaki Granger Nedensellik Test Sonuçları</b>			
<b>Değişken Çifti</b>	<b>Nedenselliğin Yönü</b>	<b>F – İstatistiği</b>	<b>Olasılık Değeri</b>
ΔYİOG2(7)-ADK(5)	-	0.619	0.432
ADK(5)-ΔYİOG2(7)	→	30.793***	0.000
ΔYİOG2(7)-ΔTÜFE(1)	-	1.295	0.278
ΔTÜFE(1)-ΔYİOG2(7)	→	1.998*	0.061
ΔYİOG2(7)-FO(1)	-	0.709	0.401
FO(1)-ΔYİOG2(7)	→	1.834*	0.089
ΔYİOG2(7)-ΔREZERV(2)	-	1.140	0.323
ΔREZERV(2)-ΔYİOG2(7)	→	2.004*	0.058
ΔYİOG2(7)-ΔS&P(1)	→	2.139**	0.043
ΔS&P(1)-ΔYİOG2(7)	-	1.042	0.356
ΔYİOG2(7)-ΔKREDİ(1)	-	0.279	0.840
ΔKREDİ(1)-ΔYİOG2(7)	→	2.666***	0.006
ΔYİOG2(7)-ΔDTH(1)	-	0.055	0.814
ΔDTH(1)-ΔYİOG2(7)	-	0.106	0.744
ΔYİOG2(7)-ΔVERGİ(1)	-	0.395	0.674
ΔVERGİ(1)-ΔYİOG2(7)	→	2.027*	0.077

$\Delta YIOG2(7)-\Delta DBS(4)$	→	3.760**	0.026
$\Delta DBS(4)-\Delta YIOG2(7)$	→	5.197***	0.000
YIOG3 ile Bağımsız Değişkenler Arasındaki Granger Nedensellik Test Sonuçları			
Değişken Çifti	Nedenselliğin Yönü	F – İstatistiği	Olasılık Değeri
$\Delta YIOG3(3)-\Delta DK(5)$	-	1.361	0.260
$\Delta DK(5)-\Delta YIOG3(3)$	→	1.997*	0.561
$\Delta YIOG3(3)-\Delta T\ddot{U}FE(1)$	-	0.693	0.502
$\Delta T\ddot{U}FE(1)-\Delta YIOG3(3)$	→	2.564**	0.038
$\Delta YIOG3(3)-FO(1)$	→	1.993*	0.075
$FO(1)-\Delta YIOG3(3)$	→	2.396**	0.048
$\Delta YIOG3(3)-\Delta REZERV(2)$	→	5.456***	0.005
$\Delta REZERV(2)-\Delta YIOG3(3)$	-	1.284	0.280
$\Delta YIOG3(3)-\Delta S\&P(1)$	→	1.903*	0.096
$\Delta S\&P(1)-\Delta YIOG3(3)$	-	1.104	0.154
$\Delta YIOG3(3)-\Delta KREDİ(1)$	-	0.449	0.503
$\Delta KREDİ(1)-\Delta YIOG3(3)$	→	2.866*	0.093
$\Delta YIOG3(3)-\Delta DTH(1)$	-	1.599	0.208
$\Delta DTH(1)-\Delta YIOG3(3)$	-	0.566	0.453
$\Delta YIOG3(3)-\Delta VERGİ(1)$	-	0.233	0.792
$\Delta VERGİ(1)-\Delta YIOG3(3)$	→	2.052*	0.440
$\Delta YIOG3(3)-\Delta DBS(4)$	-	1.583	0.210
$\Delta DBS(4)-\Delta YIOG3(3)$	→	1.919*	0.087

**Not:** Parantez içerisindeki değerler uygun gecikme uzunluklarını göstermekte olup, bu değerlerin seçiminde Schwarz Bilgi Kriterleri kullanılmıştır. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri ilgili değişkenler arasında sırasıyla %10, %5 ve %1 önem seviyesinde nedensellik ilişkilerinin olduğunu yansıtmaktadır.

Nedensellik analizi bulguları, yurt içi orijinal günah göstergeleri ile dış ticaret değişkeni hariç olmak üzere diğer bağımsız değişkenler arasında beklentileri karşılar nitelikte en azından tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin geçerli olduğu sonucunu ortaya koymuştur. Dış ticarete pazar payı ile ürün çeşitliliğinin istenildiği ölçüde artırılmaması ve buna bağlı olarak yeterli döviz girişinin ülke ekonomisine kazandırılmaması, yurt içi orijinal günah göstergeleri ile dış ticaret hacmi arasında bir sebep-sonuç ilişkisinin ortaya çıkışını engellemiştir. Bu durum, bir taraftan ihracatın ithalatı karşılama oranını düşürerek ülke riskinin nispeten artmasına ve diğer taraftan da döviz kurunun yüksek değerlerde seyretmesine neden olmuştur. Dolayısıyla ulusal para ile iç piyasada borçlanma olasılığı azalmış ya da kısa vadeli ve değişken faizli borçlanma olgusunu gündeme getirmiştir. Ancak, ilgili değişken üzerinden belirtilen olguların tam olarak ortaya çıkıp çıkmadığını netleştirebilmek için dış ticaret hacmi ile yurt içi orijinal günah değişkenleri arasında bir nedensellik ilişkisinin ortaya çıkması beklenmektedir.

Diğer bağımsız değişkenler ile yurt içi orijinal günah göstergeleri arasında bir nedensellik ilişkisi olmasından dolayı hazırlanan Tablo 5, adı geçen bağımsız değişkenlerin yurt içi orijinal günah göstergeleri üzerinde yarattığı etkilerin büyüklüğünü ve bu büyüklüklerin istatistiki bakımdan anlamlı olup olmadıklarını gösteren Robust Regresyon analiz bulgularını yansıtmaktadır.

Tablo 5: Robust Regresyon Analizi Sonuçları

Bağımsız Değişkenler \ Bağımlı Değişkenler	YİOG1	$\Delta$ YİOG2	$\Delta$ YİOG3
Sabit (C)	0.180*** (32.253) [0.000]	0.087 (0.855) [0.394]	-0.002** (-1.993) [0.048]
ADK	-1.53E-06*** (-3.877) [0.000]	-3.71E-07*** (-3.656) [0.000]	-1.18E-07* (-1.891) [0.061]
$\Delta$ TÜFE	-2.14E-08* (-1.856) [0.073]	-8.47E-09** (-2.375) [0.019]	-7.41E-10** (-2.216) [0.032]
FO	4.70E-08*** (2.565) [0.008]	7.86E-10* (1.963) [0.052]	1.03E-09* (1.968) [0.051]
AREZERV	4.68E-12** (1.989) [0.037]	1.72E-12* (1.887) [0.077]	3.59E-13* (1.888) [0.085]
$\Delta$ S&P	-0.003 (-0.969) [0.334]	-0.001 (-1.065) [0.289]	-0.056 (-0.184) [0.853]
AKREDİ	1.50E-14*** (3.875) [0.000]	6.02E-16* (1.848) [0.080]	2.39E-15** (2.337) [0.012]
$\Delta$ VERGİ	0.001 (0.373) [0.709]	-4.32E-06 (-0.053) [0.957]	-0.001 (-1.064) [0.289]
$\Delta$ DBS	-0.077** (-2.014) [0.022]	-0.018* (-1.903) [0.065]	-0.142* (-1.943) [0.059]
EC <sub>t-1</sub>	-0.781** (-2.001) [0.027]	-0.656* (-1.873) [0.079]	-0.312* (-1.853) [0.074]
<b>1. Model Sonucuna İlişkin İstatistikler</b>			
<b>R<sup>2</sup>: 0.883</b>	<b>DW: 1.983</b>	<b>F: 120.328***</b>	<b>Prob (F): 0.000</b>
<b>2. Model Sonucuna İlişkin İstatistikler</b>			
<b>R<sup>2</sup>: 0.392</b>	<b>DW: 2.144</b>	<b>F: 6.541***</b>	<b>Prob (F): 0.000</b>
<b>3. Model Sonucuna İlişkin İstatistikler</b>			
<b>R<sup>2</sup>: 0.294</b>	<b>DW: 2.152</b>	<b>F: 2.646<sup>^</sup></b>	<b>Prob (F): 0.077</b>

**Not:** Model çözümlenmesi için gerekli olan ağırlık fonksiyonunda Bisquare kriteri dikkate alınmıştır. Parantez içindeki değerler ilgili katsayıya ait  $t$  istatistiğini ve köşeli parantez içindeki değerler ise ilgili  $t$  istatistiğine ait olasılık değerini yansıtmaktadır.  $EC_{t-1}$ , hata düzeltme mekanizmasına ait olan terimi,  $\Delta$  ise ilgili değişkene ait fark operatörünü ifade etmektedir. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri ilgili değişkenin sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Yurt içi orijinal günah göstergeleri ile dış ticaret hacmi arasında bir nedensellik ilişkisinin olmamasından dolayı DTH değişkeninin dikkate alınmadığı Robust Regresyon analiz sonuçları her üç model için de benzer bulguların ortaya çıktığını göstermiştir. Bu kapsamda, yurt içi orijinal günah göstergeleri ile döviz kuru, enflasyon oranı ve dış borç stoku arasında negatif yönlü anlamlı bir ilişki; yurt içi orijinal günah göstergeleri ile faiz oranı, uluslararası rezervler ve kredi hacmi arasında ise pozitif yönlü anlamlı bir ilişki olduğu saptanmıştır. Yurt içi orijinal günah göstergeleri ile yabancı para cinsinden ülkenin sahip olduğu kredi notu ve vergi gelirleri arasında anlamlı bir ilişki gözlenememiştir. Bu durumun temel nedeninin, ulusal para cinsinden sahip olunan yüksek kredibiliteye karşın yabancı para cinsinden benzer başarıya henüz ulaşamaması ve optimum bir vergileme politikasının oluşturulamamasına bağlı olarak ortaya çıkan vergi kaçakları ve dolayısıyla da gelir kaybının olduğu söylenebilir. Diğer taraftan, her üç modelin bir bütün olarak istatistiki bakımdan anlamlı bulguları yansıttığı tahmin sonuçları, daha yüksek açıklama gücü dolayısıyla bir numaralı modelin daha tutarlı sonuçları ortaya koyduğunu da göstermektedir. Ayrıca, ifade edilen değişkenler arasında çeşitli nedensellik ilişkilerinin elde edilmesi nedeniyle her modele hata düzeltme parametresinin eklenmesine ihtiyaç duyulmuş ve bu parametre eşbütünleşme denklemlerinden türetilen hata kalıntı değerleri kullanılarak oluşturulmuştur. İlgili modellerde hata düzeltme parametrelerine ait olan katsayıların negatif ve istatistiki bakımdan anlamlı olmaları, kısa dönemde ortaya çıkabilecek olan dengesizliklerin uzun dönem itibarıyla giderilebileceğini göstermektedir.

### **Sonuç**

Bu çalışmada, 2003:01-2012:12 döneminde Türkiye ekonomisi için yurt içi orijinal günah hipotezinin geçerli olup olmadığını araştırabilmek amacıyla Robust Regresyon Analizi'nden yararlanılmıştır.

Zaman serisi analizleri kapsamında değişkenlerin durağanlık bilgileri araştırıldıktan sonra çoklu ilişkileri dikkate alan Johansen-Juselius eşbütünleşme testi yapılmıştır. Analiz bulguları, yurt içi orijinal günah göstergeleri ile bağımsız değişkenler arasında eşbütünleşik yani uzun dönemli ilişkilerin geçerli olduğunu göstermiş ve ilgili değişkenler arasında en azından tek yönlü nedensellik ilişkisinin ortaya çıkma olasılığının artacağını yansıtmıştır. Dolayısıyla ilgili değişkenler için Granger nedensellik analizi yapılmış ve sonuçlar beklentileri karşılar nitelikte değişkenler arasında en azından tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Robust Regresyon analiz sonuçları her üç model için de benzer bulguların ortaya çıktığını göstermiştir. Bu kapsamda, yurt içi orijinal günah göstergeleri ile döviz kuru, enflasyon oranı ve dış borç stoku arasında negatif yönlü anlamlı bir ilişki; yurt içi orijinal günah göstergeleri ile faiz oranı, uluslararası rezervler ve kredi hacmi arasında pozitif yönlü anlamlı bir ilişki olduğu saptanmıştır. Yurt içi orijinal günah göstergeleri ile yabancı para cinsinden ülkenin sahip olduğu kredi notu ve vergi gelirleri arasında anlamlı bir ilişki gözlenememiştir. Bu durumun temel nedeninin, ulusal para cinsinden sahip olunan yüksek kredibiliteye karşın yabancı para cinsinden benzer başarıya henüz ulaşamaması ve optimum bir vergileme politikasının oluşturulamaması ile yüksek vergi oranlarına bağlı olarak ortaya çıkan vergi kaçakları ve dolayısıyla da gelir kaybının olduğu söylenebilir.



İç borç stokunun kısa vadeli, değişken faizli ve genellikle dövize endeksli bir yapı sergilediği Türkiye ekonomisinde yurt içi orijinal günah düzeyinin yüksek olduğu söylenebilir. Döviz kuru ve enflasyon oranlarındaki oynaklıkların borç stokunu riskli hale getirdiği bu yapılanma analiz sonuçlarından da kolaylıkla görülebilmektedir. Yüksek kur düzeyine bağlı olarak ulusal para dış piyasalarda değer kaybetmekte ve bu durum ulusal para cinsinden borçlanma imkânını azaltmaktadır. 2000'li yıllara kadar kronik bir problem olarak değerlendirilen ve ancak bu tarihten itibaren tek haneli rakamlara çekilebilen enflasyon oranlarının da diğer ülkeler ile karşılaştırıldığında nispeten yüksek bir düzeyde olması ülke riskini artıran bir diğer unsur olarak göze çarpmaktadır. Döviz kurunun tetikleyicilerinden biri olarak değerlendirilebilen yüksek enflasyon düzeyi, ulusal para ile borçlanma imkânını daraltmaktadır. Söz konusu bu olumsuz tabloyu giderebilmek amacıyla gerçekleştirilen dış borç düzeyi, her ne kadar 2000'li yıllardan önceki seviyesi ile kıyaslandığında daha düşük olarak değerlendirilse de göreceli olarak hâlihazırdaki yüksek düzeyi nedeniyle ülke riskini artırmakta ve dövize endeksli olan borç olgusunu gündeme getirmektedir. Bununla birlikte; döviz kuru, enflasyon oranları ve dış borç düzeyindeki negatif konjonktürü değiştirebilmek amacıyla politika aracı olarak değerlendirilen faiz mekanizması daha fazla kullanılmakta ve faiz oranları yükseltilmektedir. Faiz oranlarındaki değişme ile yurt içi orijinal günah göstergeleri arasında anlamlı bir pozitif yönlü ilişki olduğunu gösteren analiz bulguları, Türkiye ekonomisinde faiz kanalının etkin bir şekilde kullanıldığına işaret etmektedir. Yüksek faiz oranları her ne kadar ülke riskinin artarak spekülative bir yapıya büründüğünü ve yurt içi reel piyasanın resesyonist bir sürece girme eğilimi içinde olacağını gösterse de döviz kuru ve enflasyon oranlarındaki artış eğilimini azaltmakta ve hatta tersine çevirebilmektedir. Ulusal paranın nispeten de olsa değerli bir yapıya kavuşabileceğini yansıtan bu durum, yerel para ile borçlanabilme kapasitesinin artmasına olanak tanımaktadır.

Tüm bu unsurlardan ayrı olarak 2000'li yıllardan itibaren uygulamaya konan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı kapsamında finans sektöründe sağlıklı ve güvenilir bir yapının oluşturulması ulusal paranın işlem hacminin artmasını sağlamış ve iç borç yerel para ile gerçekleştirilebilmiştir. İlaveten, ifade edilen program dahilinde yürütülen optimum ekonomi politikaları yardımıyla uluslararası rezervlerde de yüksek düzeylere ulaşan artışlar yakalanmış ve bu sayede kur dalgalanmaları minimize edilmeye çalışılmıştır. Yüksek düzeyde uluslararası rezerve sahip olunmasının çok çeşitli nedenleri olsa da borç-servis oranının yükselmesine yol açan bu parametre, ülke riskinin azalmasına yardımcı olmuş ve dolayısıyla da ulusal para cinsinden borçlanma imkânını artırmıştır.

Söz konusu çalışma, sadece Türkiye ekonomisi dikkate alınarak gerçekleştirilen ve yurt içi orijinal günah göstergelerinin belirleyicilerini tespit etmeye yönelik bir uygulama sahasını yansıtmaktadır. Dolayısıyla, yurt dışı ya da uluslararası orijinal günah göstergeleri çalışma itibarıyla kapsam dışında tutulmuş ve belirleyicilerine yönelik mikro ve makro ölçekteki bazı değişkenler ise dışlanmıştır. Bu bağlamda, gerek bu çalışmanın sonuçlarını teyit edebilmek ve gerekse de içeriğini genişletebilmek amacıyla yapılacak olan yeni çalışmalarda uluslararası orijinal günah göstergelerinin de dikkate alınması ve adı geçen göstergelere etki edebileceği düşünülen faktörlerin de çalışma kapsamına dahil edilerek, geniş ölçekli bir uygulamanın yapılması konunun önemini daha da artıracaktır.

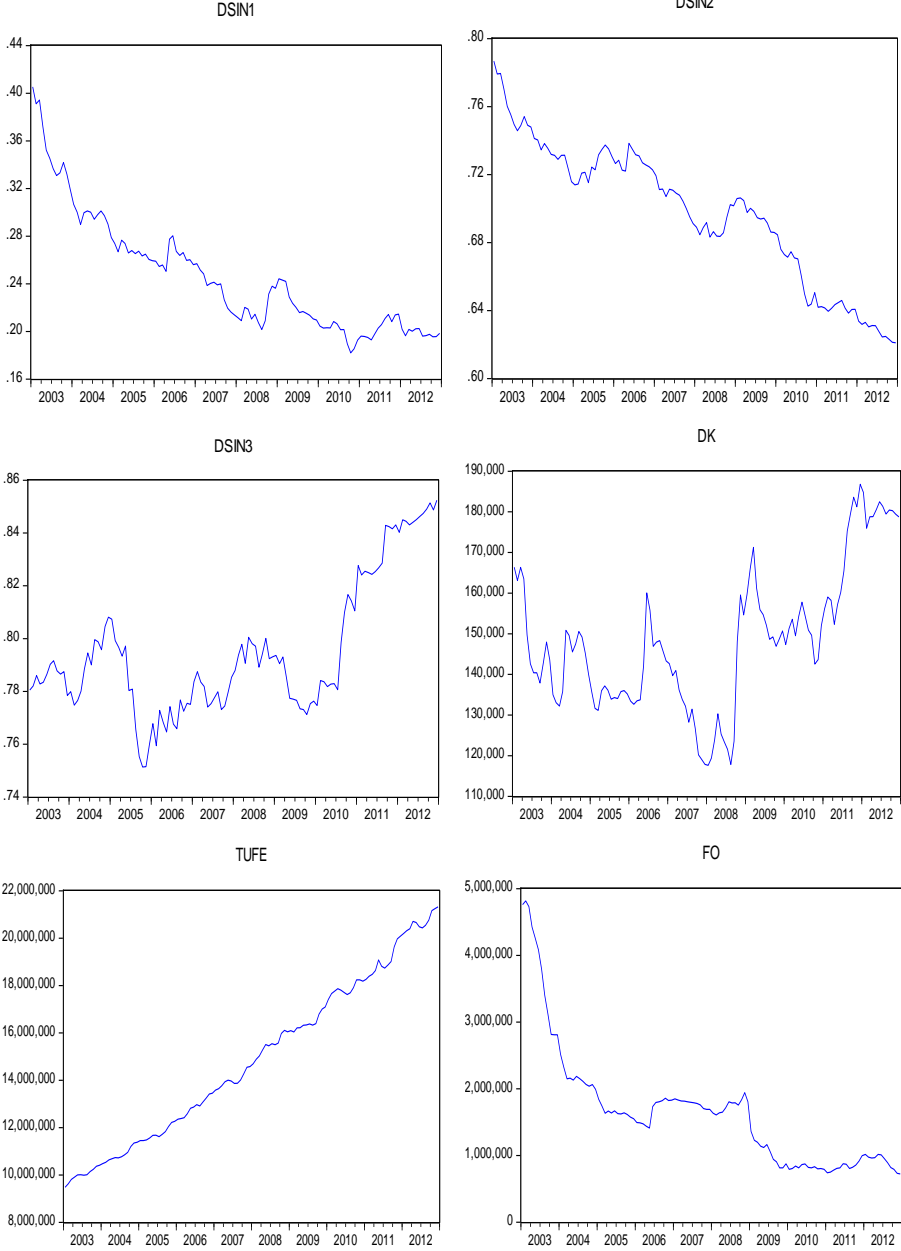
**Kaynakça**

- Bal, H. ve Özdemir, P. (2012), “Orijinal Günah Göstergelerinde Kurumsal Yapı ve Yurt içi Borçlanma Piyasasının Etkisi: Türkiye Üzerine Bir Değerlendirme”, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 49(573), 5-14.
- Bordo, M.D., Meissner, C. ve Redish, A. (2003), “How Original Sin Was Overcome: The Evolution of External Debt Denominated in Domestic Currencies in the United States and the British Dominions 1800-2000”, *NBER Working Paper*, 9841, 1-55.
- Bordo, M.D. ve Meissner, C. (2006), “The Role of Foreign Currency Debt in Financial Crises: 1880-1913 Versus 1972-1997”, *Journal of Banking and Finance*, 30(12), 3299-3329.
- Bordo, M.D., Meissner, C. ve Stuckler, D. (2010), “Foreign Currency Debt, Financial Crises and Economic Growth: A Long-Run View”, *Journal of International Money and Finance*, 29(4), 642-665.
- Burger, J.D. ve Warnock, F.E. (2007), “Foreign Participation in Local Currency Bond Markets”, *Review of Financial Economics*, 16(3), 291-304.
- Charemza, W.W. ve Deadman, D.F. (1993), *New Directions in Econometric Practice*, UK: Edward Elgar Publishing.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- DuMouchel, W.H. ve O’Brien, F.L. (1989), “Integrating a Robust Option Into a Multiple Regression Computing Environment”, *Computer Science and Statistics: Proceedings of the 21st Symposium on the Interface*, American Statistical Association.
- Eichengreen, B. ve Hausmann, R. (1999), “Exchange Rates and Financial Fragility”, *NBER Working Paper*, 7418, 1-54.
- Eichengreen, B., Hausmann, R. ve Panizza, U. (2005), “The Pain of Original Sin”, B. Eichengreen ve R. Hausmann (der.), *Other People’s Money: Debt Denomination and Financial Instability in Emerging Market Economies* içinde, USA: The University of Chicago Press, 13-47.
- Eichengreen, B., Hausmann, R. ve Panizza, U. (2007), “Currency Mismatches, Debt Intolerance and the Original Sin: Why They Are Not the Same and Why It Matters”, S. Edwards (der.), *Capital Controls and Capital Flows in Emerging Economies: Policies, Practices and Consequences* içinde, USA: The University of Chicago Press, 121-169.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons.
- Feltham, S.G. ve Giles, D.E.A. (2003), “Testing for Unit Roots in Semiannual Data”, D.E.A. Giles (der.), *Computer-Aided Econometrics* içinde, New York: Routledge, 153-177.
- Fernandez-Arias, E. ve Hausman, R. (2001), “Is Foreign Direct Investment a Safer Form of Financing?”, *Emerging Markets Review*, 2(1), 34-49.
- Goldstein, M. ve Turner, P.C. (2004), *Controlling Currency Mismatches in Emerging Economies*, USA: Peterson Inst for International Economics.

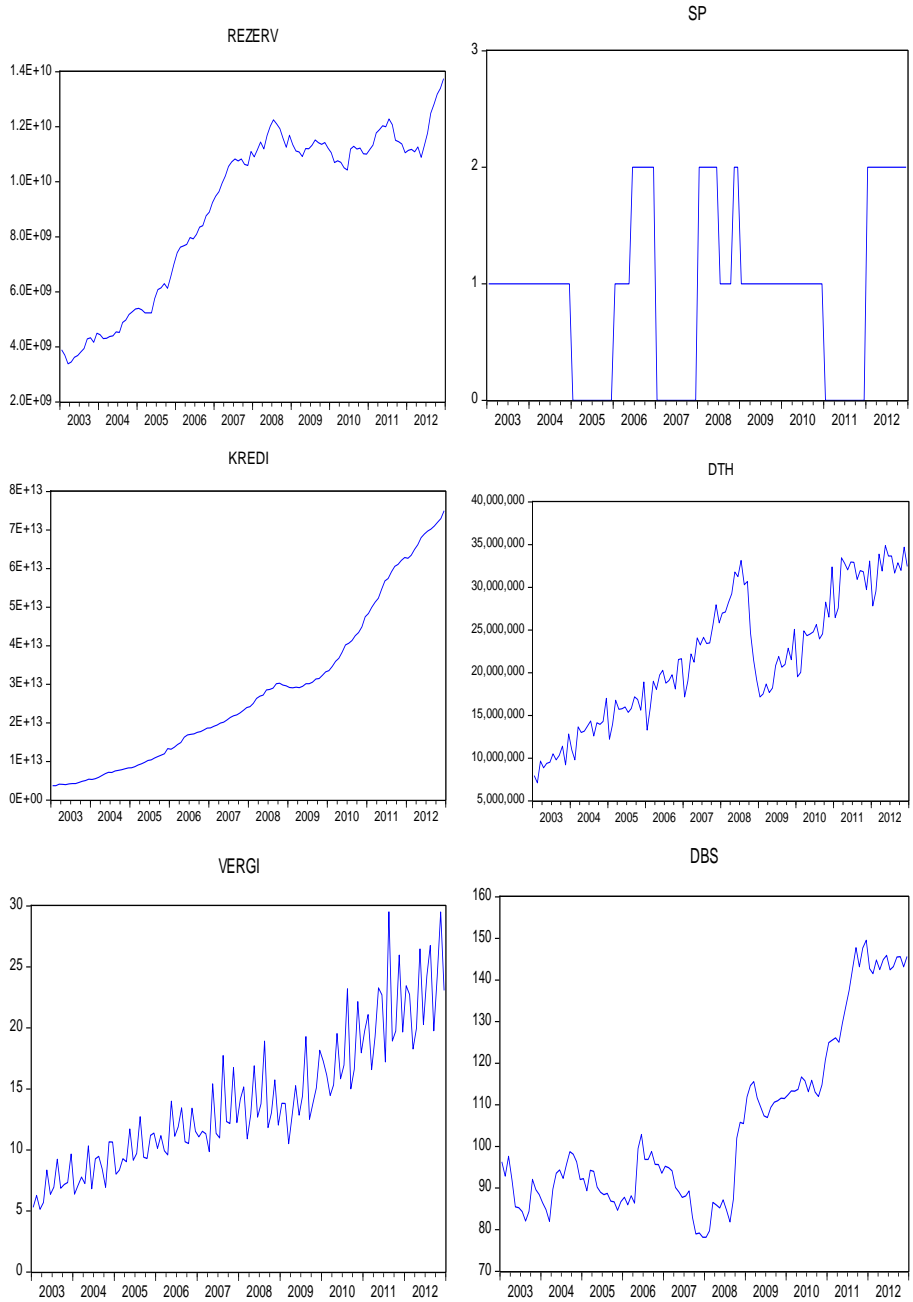
- Granger, C.W.J. ve Newbold, P. (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gürçihan, B. ve Yılmaz, E. (2007), “Türkiye’de Kamu Borç Stokunun Yapısı: Orijinal Günah Göstergeleri ve Risk-Dahil Kamu Borç Yükü”, *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü Çalışma Tebliği*, 07/02, 1-22.
- Hausmann, R., Panizza, U. ve Stein, E. (2001), “Why Do Countries Float the Way They Float?”, *Journal of Development Economics*, 66(2), 387-414.
- Hausmann, R. ve Panizza, U. (2003), “On the Determinants of Original Sin: An Empirical Investigation”, *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 957-990.
- Holland, P.W. ve Welsch, R.E. (1977), “Robust Regression Using Iteratively Reweighted Least-Squares”, *Communications in Statistics: Theory and Methods*, 6(9), 813-827.
- Kahn, B. (2005), “Original Sin and Bond Market Development in Sub-Saharan Africa”, J.J. Teunissen ve A. Akkerman (der.), *Africa in the World Economy: The National, Regional and International Challenges* içinde, The Netherlands: FONDAD, 67-87.
- Kutlar, A. (2007), *Ekonometriye Giriş*, 1. Baskı, Ankara: Nobel Yayınları.
- Mackinnon, J. (1991), “Critical Values for Cointegration Tests”, R.F. Engle ve C.W.J. Granger (der.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration* içinde, New York: Oxford University Press, 267-276.
- McKinnon, R. ve Schnabl, G. (2004), “The East Asian Dollar Standard, Fear of Floating and Original Sin”, *Review of Development Economics*, 8(3), 331-360.
- Mehl, A. ve Reynaud, J. (2010), “Risky Public Domestic Debt Composition in Emerging Economies”, *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 1-18.
- Obstfeld, M., Shambaugh, J.C. ve Taylor, A.M. (2009), “Financial Instability, Reserves and Central Bank Swap Lines in the Panic of 2008”, *NBER Working Paper*, 14826, 1-21.
- Shiskin, J., Young, A.H. ve Musgrave, J.C. (1967), “The X-11 Variant of the Census Method: II Seasonal Adjustment Program”, *US Department of Commerce Technical Paper*, No: 15, USA.
- Street, J.O., Carroll, R.J. ve Ruppert, D. (1988), “A Note on Computing Robust Regression Estimates via Iteratively Reweighted Least Squares”, *The American Statistician*, 42(2), 152-154.
- Tarı, R. (2005), *Ekonometri*, 3. Baskı, İstanbul: Kocaeli Üniversitesi Yayınları.
- Turner, P. (2009), “Testing for Cointegration Using the Johansen Approach: Are We Using the Correct Critical Values?”, *Journal of Applied Econometrics*, 24(5), 825-831.
- Yamak, N. ve Küçükkale, Y. (1997), “Türkiye’de Kamu Harcamalarının Ekonomik Büyüme İlişkisi”, *İktisat İşletme ve Finans*, 12(131), 5-14.
- Yavuz, H.H. (2009), “Kamu Borç Yönetiminde Yabancı Para Cinsinden Borçlanmanın Etkileri: Türkiye Örneği”, *Maliye Dergisi*, 157, 277-292.

## Ekler

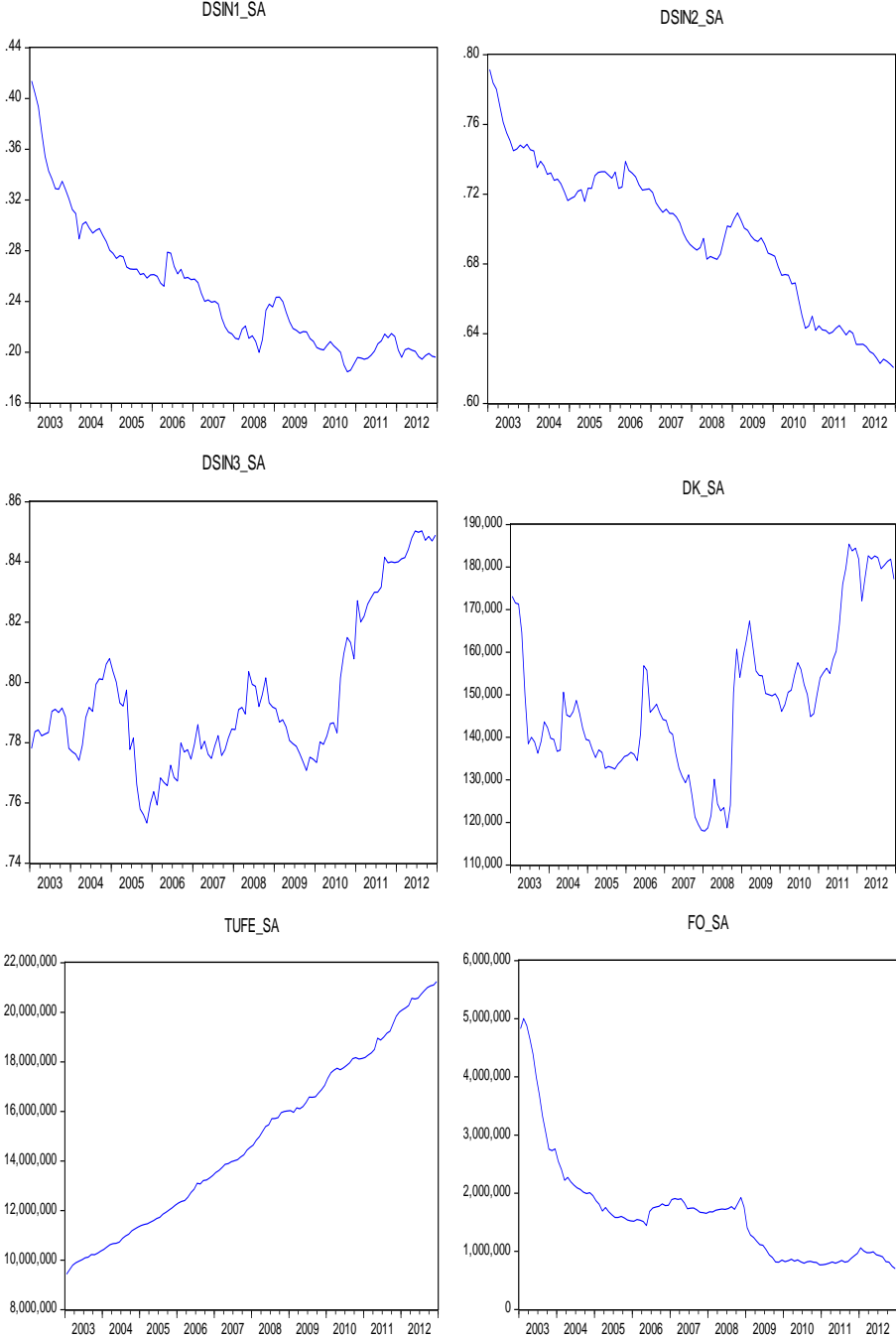
### Ek 1: Analizlerde Kullanılan Değişkenlere Ait Grafikler



**Ek 1: Analizlerde Kullanılan Değişkenlere Ait Grafikler (Devam)**



## Ek 2: X12 Kriterine Göre Mevsimsel Etkilerden Arındırılmış Değişkenlere Ait Grafikler



**Ek 2: X12 Kriterine Göre Mevsimsel Etkilerden Arındırılmış Değişkenlere Ait Grafikler (Devam)**

