

# Yapısal Şokların Türkiye Ekonomisi Üzerindeki Etkileri

## The Effects of Structural Shocks on Turkish Economy

Ph.D. Candidate Bekir Aşık (Beykent University, Turkey)

### Abstract

This paper investigates the role of the real business cycle dynamic stochastic general equilibrium model with different shocks for a small open economy. The main goal of this study is to compare the effects of different structural shocks on the macroeconomic fluctuations of Turkey. Different types of shocks are employed, such as temporary shocks, trend growth shocks, and world interest rate shock as driving forces. In addition to investigating the effects of different shocks, we consider the effects of working capital requirements and spread as friction. Variance decompositions are computed to assess the role of shocks in macroeconomic fluctuations. I fit the model to the data using Bayesian techniques to determine which shock has the most impact on the business cycles of Turkish economy over the period from the first quarter of 1988 to the last quarter of 2012. The main findings are: (1) output, consumption, and investment growth are mostly driven by the trend growth shocks and temporary shocks are less important. (2) Trade balance growth are driven by world interest rate shocks. (3) Real business model is not successful to replicate the some of the key features of economic fluctuations.

### 1 Giriş

Gelişmekte olan ülkelerdeki iş çevrimlerinin nedenlerinin araştırılmasında, son yıllarda iş çevrimleri literatüründe artan bir ilgi söz konusudur. Gelişmiş ülkelerle kıyaslandığında, gelişmekte olan ülkelerde tüketim gelire nazaran daha oynak ve dış ticaret gelişmeleri ise gelir artışına göre ters yönde hareket eden bir yapıya sahiptir. Gelişmekte olan ülkelerin bu özelliklerini inceleyen araştırmacılar, Mendoza(1991)'nın geliştirdiği modeli baz alarak çalışmalar yapmaktadırlar. Mendoza, adı geçen çalışmasında dışa açık gelişmiş bir ekonomi (Kanada) ile dışa açık gelişmekte olan bir ekonominin (Meksika) özelliklerini dinamik stokastik genel denge yöntemi ile incelemiştir. Menodza (1991) çalışmasının izinden giden Aguiar ve Gopinath (2007) ise geçici ve kalıcı şokların etkilerini inceledikleri çalışmalarında iş çevrimlerinin oluşmasında kalıcı şokların etkili olduğu sonucuna varmışlardır. Aguiar ve Gopinath (2007) çalışmasından sonra gelişmekte olan ülkelere dönük ikiden fazla şokun ve farklı piyasa katılıklarının eklendiği çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalarda farklı zaman dilimlerinde ve farklı modeller kullanıldığı için birbirileri ile zıt sonuçlar elde eden araştırmalar da söz konusudur. Gelişmekte olan ülkelerde, iş çevrimlerinde kalıcı şokların etkisinin önemli olduğu sonucu ile çelişen iki araştırma Garcia Cicco et al. (2010) ve Chang and Fernandez (2010)'dur. Cicco et al. (2010)'a göre reel iş çevrimleri modeli, gelişmekte olan ülkelerin temel özelliklerini yakalamakta başarısız olmaktadır. Bu nedenle, finansal katılık ve daha fazla sayıda ekledikleri şok ile oluşturdukları yeni modelin gelişmekte olan ülkelerin iş çevrimi özelliklerini yakalamakta daha başarılı olduğunu ifade etmişlerdir. Chang and Fernandez (2010) ise dünya faiz şokunu ekledikleri modellerine, farklı finansal katılım mekanizmaları ekleyerek, dışa açık küçük bir ekonomi olan Meksika'yı incelemişler ve bu modelin, standart reel iş çevrimleri modeline göre daha başarılı olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Bu çalışma kapsamında da dışa açık küçük bir ülke olan Türkiye'nin iş çevrimi özellikleri dinamik stokastik genel denge modeli Bayesyen teknikler kullanılarak incelenmiştir. Çalışmada, Chang and Fernandez (2010)'un geliştirdiği model baz alınmış ve standart reel iş çevrimleri modeline ülke riski primi ile 'working capital requirements' gibi iki finansal katılık dahil edilmiştir. Bununla birlikte, kalıcı ve geçici şoklara ek olarak dünya faiz şoku da modele dahil edilmiştir.

### 2 Model

#### 2.1 Hane Halkları

Küçük dışa açık ekonomide temsili hane halkının tercih fonksiyonu şu şekildedir:

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, h_t, \Gamma_{t-1}) \quad (1.1)$$

$\beta$ , bir ile sıfır arasında değişen iskonto oranını;  $C_t$ , t dönemindeki tüketimi;  $h_t$ , t döneminde hane halkı tarafından arz edilen çalışma zamanını;  $U(.)$  fayda fonksiyonunu ve  $E(.)$  beklenti operatörünü ifade eder.

Fayda fonksiyonun fonksiyonel yazılmış şekli Greenwood, Hercowitz ve Huffman (1988) tarafından geliştirilen fayda fonksiyonu şu şekilde yazılabilir:

$$u(C_t, h_t, \Gamma_{t-1}) = \frac{(C_t - \tau \Gamma_{t-1} h_t^\omega)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (1.2)$$

Greenwood, Hercowitz ve Huffman (1988)'un geliştirdiği fayda fonksiyonu çalışma saatlerinin oynaklığını, çıktı ve çalışma saatleri arasındaki korelasyonu ve tüketimin oynaklığını gelişmekte olan ülkelerdeki stülike gerçeklere yaklaştırdığı için dışa açık küçük ekonomiler için daha uygundur.

Hane halkları dünya sermaye piyasalarından borçlanabilmektedir ve bütçe kısıtı şu şekilde yazılabilir:

$$W_t h_t + u_t K_t + q_t D_{t+1} = C_t + I_t + D_t \quad (1.3)$$

$W_t$  ücreti,  $u_t$  sermayenin kira bedelini,  $q_t$  hane halkının borcunun fiyatını ve  $D_{t+1}$  ise taahhüt edilen malların sayısını ifade eder. Eşitliğin sağ tarafı ise t dönemindeki harcamaları gösterir.

Modelde sermaye birikim süreci aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$K_t = (1 - \delta)K_t + I_t - \frac{\phi}{2} \left( \frac{K_{t+1}}{K_t} - \mu \right)^2 \quad (1.4)$$

Sermaye birikim sürecinde  $I_t$ , yatırımı;  $\delta \in (0,1)$  sermayenin yıpranma payını ifade eder.

## 2.2 Firmalar

Firmalar ölçeğe göre sabit getiri varsayımına sahip Cobb-Douglas üretim teknolojisine göre emek ve sermaye kiralayarak üretim yaparlar. Firmaların üretim yaptıkları firmalar tam rekabet piyasasında faaliyet gösterirler ve emek ( $h_t$ ) ve sermaye ( $K_t$ ) kiralayarak üretimlerini ( $Y_t$ ) gerçekleştirirler.

$$Y_t = a_t F(K_t, \Gamma_t h_t) = a_t K_t^{1-\alpha} (\Gamma_t h_t)^\alpha \quad (1.5)$$

Üretim sürecinde çıktı seviyesi  $a_t$  ve  $\Gamma_t$  gibi iki şok sürecine bağlıdır. Bu iki şoktan  $a_t$ , geçici süreci ve  $\Gamma_t$  ise emek verimliliğinin kümülatif artışı (*labor augmenting productivity growth*) ifade eder.

$W_t$  ücreti,  $u_t$  sermayenin gelirini ifade eder.

$$u_t = a_t F_1(K_t, \Gamma_t h_t) \\ W_t = a_t F_2(K_t, \Gamma_t h_t) \Gamma_t$$

Bu modelde kümülatif emek verimliliğinin kümülatif artışının sabit değil rassal olduğu varsayılmıştır. Bu varsayım ile (1.10) eşitliği şu şekilde değiştirilmiştir:

$$\Gamma_t = g_t \Gamma_{t-1} \quad (1.6)$$

$$\ln(g_{t+1}/\mu) = \rho_g \ln(g_t/\mu) + \varepsilon_{t+1}^g \quad (1.7)$$

$|\rho_g| < 1$ ,  $\varepsilon_t^g$  ise sıfır ortalaması ve  $\sigma_g^2$  varyansı olan, bağımsız ve benzer dağılım özelliği gösteren bir şoktur.  $\mu$  ise emek verimliliği artışının ortalama değerini ifade eder.  $\varepsilon_t^g$ 'nin aldığı pozitif değerler emek verimliliğinin büyümesini geçici olarak uzun dönem ortalamasının üzerinde değer almasına neden olur. Bu tarz bir şok  $\Gamma_t$  ile ilişkili olduğu için sonuçta kalıcı bir verimlilik artışına neden olur.

Chang ve Fernandez (2009), Neumeyer ve Perri (2005) ve Uribe ve Yue (2006) çalışmalarında gelişmekte olan ülkelerin ekonomik dalgalanmalarına neden olan önemli unsurların arasında finansal katılık ile ilişkili olan dünya faiz oranlarındaki değişimi gösterirler. Bu durumu test etmek için Chang ve Fernandez (2009) standart modeli geliştirmişlerdir.

Hane halkları borcunun fiyatı şu şekilde değiştirilir:

$$\frac{1}{q_t} = R_t + \kappa (\tilde{D}_{t+1}/\Gamma_t) \quad (1.8)$$

$R_t$  ülke faiz oranını ifade eder ve şu şekilde formüle edilir:

$$R_t = S_t R_t^* \quad (1.9)$$

$R_t^*$  dünya faiz oranını,  $S_t$  ülkeye özgü *spread*'i ifade eder. Bu modelde dünya faiz oranı rassal bir süreç izler ve uzun dönemli  $R^*$  değerinin etrafında salınır.

$$\ln(R_t^*/R^*) = \rho_R \ln(R_{t-1}^*/R^*) + \varepsilon_t^R \quad (1.10)$$

$|\rho_R| < 1$  ve  $\varepsilon_t^R$ ; sıfır ortalaması ve  $\sigma_R^2$  varyansı olan, bağımsız ve benzer dağılım özelliği gösteren bir şoktur.

Literatürde stokastik trend ve finansal katılıklar ayrı ayrı test edilse de Chang ve Fernandez (2009) her ikisini bir modelde test etmişlerdir. Bu modelde iki türlü finansal katılık çeşidi vardır: bir tanesi ekonominin kendi yapısal sorunlarından kaynaklanan *'spread'*, bir diğeri ise *'working capital requirements'* kaynaklanan spread. Bunlardan ilki  $\eta$  ile modelde test edilmişken, ikincisi  $\theta$  ile tahmin edilmiştir. Literatürde ülke riski sadece geçici şoklara bağlıken, bu modelde ülke riski hem kalıcı hem de geçici şoklara bağlı olarak tanımlanmıştır. Burada önemli olan ülke riskinin verimlilik artışı ile azalması olgusudur. Verimlilik artışının kalıcı veya geçici şoktan etkilenmesi önemli değildir. Ülke spreadinin toplam faktör verimliliğine (Solow artışı) bağlı formüle edilmiş şu şekilde yazılır:

$$\log(S_t/S) = -\eta E_t \log(SR_{t+1}/SR) \quad (1.11)$$

Eşitlikte, Cobb-Douglas üretim fonksiyonuna göre  $SR_t = a_t g_t^\alpha$  ve  $SR = \mu^\alpha$ .

*'Working capital requirements'* kaynaklanan spread şu şekilde açıklanabilir: firmalar üretime başlamadan önce ücretlerin belli bir miktarını ödemek durumundadır. Bu durumda emek piyasasında denge şartı şu şekilde olmaktadır:

$$W_t [1 + \theta (R_{t-1} - 1)] = a_t F_2(K_t, \Gamma_t h_t) \Gamma_t \quad (1.12)$$

Bu eşitlikte firma çalışanlarını, emeğin marjinal verimini finansal maliyeti de içeren ücrete eşitler. Firmalar hane halklarında borçlanır ve üretim sonucunda ücretin  $\theta$  kadar oranında geri ödeme yapacağı varsayılır.

### 3 3 Ekonometrik Metodoloji:

Tez kapsamında parametreler Bayesyen tahmin teknikleri ile tahmin edilmiştir. Bu tahmin tekniğinin temelinde parametreler tahmin edilirken, Metropolis Hastings algoritması kullanılarak parametrelerin birleşik posterior elde edilmeye çalışılır. Bu bölümde bu algoritma ve tahmin teknikleri açıklanacaktır (Koop, 2004).

Verilerin posterior dağılımları iki unsurdan oluşur: olabilirlik fonksiyonu ve prior dağılımları. Olabilirlik fonksiyonu, verilerin bilinmeyen parametrele koşullu belirlenen birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonu olarak adlandırılabilir ve  $p(Y|\theta)$  ile gösterilir.  $Y$  gözlemlenen veri seti,  $\theta$  parametre vektörü olarak adlandırılır. Prior ise araştırmacının verileri görmeden modele ve modelin parametrelerine olan ön bilgisidir. Modellerde parametrelerin prior inançları, prior dağılımları ile ifade edilir ve  $p(\theta)$  ile gösterilir. Posterior dağılımı ise hem prior hem de verilere bağlı olan bütün bilgileri özetler. Posterior dağılımı, olabilirlik fonksiyonu ile prior dağılımının birleşitir ve aşağıdaki gibi gösterilir:

$$p(\theta|Y) \propto p(Y|\theta)p(\theta)$$

Metropolis-Hastings algoritması posterior dağılımdan rassal çekimler yaparak posterior mode etrafında birleşik posterior dağılımın Gaussian yakınsamasını üretmeye çalışır.

Metropolis-Hastings algoritmasında yapılan bütün çekimler eşit olarak ağırlıklandırılırlar fakat her çekim otomatik olarak kabul edilmez. Bir başka deyişle,  $g(\cdot)$  analiz edilmek istene fonksiyon olsun. Elde etmek istediğimiz tahmin çekimlerin ortalamasına eşittir ve şu şekilde gösterilir:

$$E[g(\theta)|Y] = \frac{1}{S} \sum_{r=1}^S g(\theta^{(s)})$$

Tez kapsamında, her model için Metropolis-Hastings algoritması kapsamında 5 birbirinden bağımsız zincir ile 1.000.000 çekim yapılmıştır. Her modelde zincir başına ortalama kabul oranı % 30 civarındadır ve yakınsama için Brooks ve Gelman (1998)'in geliştirdiği metot kullanılmıştır. Başlangıç koşullarından bağımsızlık sağlamak için çekimlerin % 50'si yakılmıştır.

### 4 Model Tahmininde Kullanılan Veriler ve Parametreler:

Modelin tahmininde kullanılan veriler 1988'in birinci çeyreği ile 2012'nin son çeyreğini kapsamaktadır. Veriler International Financial Statistics (IFS) kurumunu internet sitesinden indirilmiştir. Verilerin IFS'ten elde edilmesinin nedeni, Türkiye'deki kurumların 1988'den günümüze makroekonomik serileri kesintisiz yayınlamamasıdır. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) farklı baz yıllara ait verileri yayınlamakta ancak kesintisiz bir seri elde etme şansı sağlamamaktadır. Buna karşın, IFS ise 2005 bazlı serileri 1988'ten günümüze elde etme olanağını sağlamaktadır. Bu nedenden dolayı modelde kullanılan veriler IFS'ten temin edilmiştir.

Model kapsamında kullanılan gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH), hane halkı tüketim endeksi, gayri safi sabit sermaye oluşumu ve net ihracat verileri IFS'ten temin edilmiştir. Veriler Census X-12 yöntemiyle mevsimsel etkilerden arındırılmış ve söz konusu değişkenlerin logaritmik farkları alınarak büyüme oranları elde edilmiştir.

Verileri seçerken verilerin nominal halleri kullanılmış ve GSYİH deflatörü ile reel hale çevrilmiştir. Kişi başına düşen değişkenler ise değişkenlerin TÜİK'ten elde edilen 15-64 yaş arası kurumsal olmayan nüfus verilerine bölünerek elde edilmiştir. Kalibre edilen parametrelere ise Tablo 1'de yer verilmiştir.

Parametre	Açıklamalar	Mod
$\sigma$	Dönemler arası İkame Elastikiyeti	2
$\omega$	Emek Arzı Elastikiyeti $\left(\frac{1}{\omega-1}\right)$	1.6
$\alpha$	Emeğin Gelirden Aldığı Pay	0.69
$R^*$	Dünya Faiz Oranı	1.00
$\mu$	Uzun Dönemli Verimlilik	1.00
$\tau$	Emek Parametresi	1.62
$\psi$	Borca Duyarlı Faiz Parametresi	0.00
$\beta$	Iskonto Oranı	0.97
S	Uzun Dönemli Ülke Faiz Oranı	1.03
$\delta$	Sermayenin Yıpranma Oranı	0.03
d	Borç/GSYİH Oranı	0.10
R	Ülkeye Özgü Faiz Oranı	1.03

**Tablo 1.** Kalibrasyonda Kullanılan Parametreler

## 5 Model Tahmininde Kullanılan Prior Dağılımları

Tahmin edilen parametrelerin prior dağılımlarını tanımlarken, dinamik stokastik genel denge modelleri için Bayesian literatüründe kullanılan ortak yöntem tercih edilmiştir. Bu yöneme göre  $[0,1]$  aralığında yer alan parametre değerleri için beta dağılımı,  $\mathbb{R}^+$  düzleminde yer alan parametreler için Gamma dağılım ve şokların standart hataları için ters-gamma (Inverse-Gamma) dağılımı tercih edilir. Priorların ortalamaları ve standart hataları belirlenirken Türkiye için yapılan çalışmalar ve uluslararası literatür göz önüne alınmıştır. Tablo 2 model kapsamında tahmin edilen parametrelerin dağılımlarını, ortalamalarını, standart sapmalarını ve tahmin sonucunda elde edilen posterior dağılımlarını vermektedir.

Parametre Sembolü	Parametrenin Adı	Prior Dağılımı	Prior Ortalaması	Prior Standart Sapma	Modelin Posterior Ortalamaları
$\rho_a$	Geçici Verimlilik Şokunun AR Parametresi	Beta	0.80	0.1	0.607 [0.4856-0.7314]
$\sigma_a$	Kalıcı (Trend) Şokunun AR Parametresi	Beta	0.80	0.1	0.0089 [0.0058-0.0119]
$\rho_g$	Dünya Faiz Şokunun AR Parametresi	Beta	0.80	0.1	0.3191 [0.2669-0.3701]
$\sigma_g$	Geçici Verimlilik Şokunun Standart Sapması	Inverse Gamma	0.02	0.02	0.0332 [0.0280-0.0384]
$\rho_r$	Kalıcı (Trend) Şokunun Standart Sapması	Inverse Gamma	0.02	0.02	0.5486 [0.4111-0.6859]
$\sigma_r$	Dünya Faiz Şokunun Standart Sapması	Inverse Gamma	0.02	0.02	0.0062 [0.0047-0.0077]
$\theta$	Çalışan Sermaye Kısıtı	Gamma	1.2	0.10	1.2002 [1.0332-1.3628]
$\eta$	Ülke 'Spread'i	Gamma	1	0.101	0.8654 [0.7158-1.0093]
$\phi$	Sermaye Uyarılma Maliyeti	Unifrom	0	10	9.7655 [9.4631-10.000]
$\sigma_Y$	GSYİH için Ölçüm Hatasının Standart Sapması	Inverse Gamma	0.02	0.02	0.0094 [0.0062-0.0125]
$\sigma_C$	Tüketim için Ölçüm Hatasının Standart Sapması	Inverse Gamma	0.02	0.02	0.0272 [0.0237-0.0306]
$\sigma_I$	Yatırım için Ölçüm Hatasının Standart Sapması	Inverse Gamma	0.02	0.02	0.0369 [0.0275-0.0462]
$\sigma_{TB/Y}$	Dış Ticaret Dengesi için Ölçüm Hatasının Standart Sapması	Inverse Gamma	0.02	0.02	0.0142 [0.0118-0.0167]

**Tablo 2.** Tahmin Edilen Parametrelerin Prior ve Posterior Dağılımları

Yapısal şokların otoregresif katsayıları ve standart sapmalar incelendiği zaman verilerin açıklayıcı olduğu anlaşılmaktadır. Tahmin sonuçları incelendiği zaman geçici şokun diğer şoklara nazaran daha kalıcı ve oynak olduğu gözlenmektedir. Dünya faiz şoklarının kalıcılığı ve oynaklığı da kalıcı şokun değerlerinkinden daha büyüktür. Bu sonuçlardan hareketle kalıcı şokların etkisinin geçici şoklara göre daha fazla olduğunu ifade edebiliriz.

Çalışan sermaye kısıtı katsayısının posterior değeri (1.20), prior değerinden (1.2) farklı değildir. Posterior dağılımının dar olması, bu parametrenin değerinin hesaplanmasında kullanılan verilerin bilgi içermediği sonucunu doğurmaktadır. Ayrıca ülke spreadi katsayısının posterior ortalaması değeri 0.87'dir ve dar bir dağılıma sahiptir. Bu sonuca göre Solow artığında ifadesini bulan ülkenin yapısal özelliklerinin spread üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu ifade edilebilir. Bu sonuçlara ek olarak, sermaye uyarılma maliyetinin yüksek posterior ortalaması, yatırım sürecinde yüksek bir maliyetin olduğuna işaret eder.

## 6 Varyans Ayrıştırması:

Varyans ayrıştırması yapısal şokların GSYİH, hane halkı tüketimi, yatırım ve dış ticaretin büyümesi değişkenleri üzerinde etkisinin anlaşılmasına yardımcı olur. Tahmin sonucunda elde edilen değerler Tablo 3'te gösterilmektedir.

	$\epsilon^a$	$\epsilon^g$	$\epsilon^{R^*}$
<b>gy</b>	12.07	85.95	1.98
<b>gc</b>	9.16	87.58	3.26
<b>gi</b>	14.72	68.12	17.16
<b>dnx</b>	1.13	26.02	72.85

**Tablo 3. Tahmin Sonucunda Elde Edilen Varyans Ayrıştırması (%)**

Bu sonuçlara göre çıktının büyümesinde kalıcı şokun etkisi, geçici ve faiz şokuna göre çok daha fazladır. Çıktıdaki oynaklığın büyük bir kısmı (yaklaşık % 86'sı) kalıcı şok tarafından gerçekleştirilmiştir. Geçici şokun etkisi, faiz şokuna göre daha fazladır. Tüketim büyümesi üzerinde de ağırlıklı olarak kalıcı şokun etkisi (% 87) vardır. Diğer şokların etkisi, kalıcı şokun etkisi ile karşılaştırıldığında, neredeyse anlamsızdır. Yatırımın büyümesi üzerinde geçici şokun ve faiz şokunun etkisi, çıktı ve tüketim üzerindeki etkilerinden daha fazladır. Buna karşın, kalıcı şokun etkisi diğer iki şoka göre fazladır. Çıktı, tüketim ve yatırım büyümesinde kalıcı şok etkindedir ancak bu sonuç dış ticaret büyümesinde farklılık göstermektedir. Dış ticaret büyümesinde faiz şokunun etkisi (% 73), kalıcı şokun etkisinden (% 26) fazladır ve geçici şokun etkisi neredeyse sıfırdır.

## 7 İkinci Momentler:

Modelin tahmin edilmesi sonucu elde edilen ikinci moment değerleri Tablo 4'te verilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre tüketim büyümesinin oynaklığı, çıktının büyümesinin oynaklığına göre azdır. Bu hem Türkiye'nin stilize gerçekleriyle hem de dışa açık reel iş çevrimleri modelinin literatürüne aykırı bir sonuçtur. Gelişmekte olan ülkelerin temel özelliklerinden birisi tüketimin büyümesinin oynaklığı, çıktı büyümesinin oynaklığından fazladır (Aguiar and Gopinath (2007); Garcia-Cicco et al. (2010)). Bu nedenle model, bu gerçekliği yakalamakta başarısızdır. Yatırım büyümesinin oynaklığı ise fazladır ve verilerden elde edilen sonuçlara yakın bir değerdir.

Model çıktı büyümesi ile tüketim ve yatırımın büyümesi arasındaki korelasyon değerlerine çok yakın değerler türetmese de aynı korelasyon işaretlerini yakalamıştır. Verilere göre tüketim ve yatırım, çıktı ile pozitif; dış ticaret ise negatif bir ilişkiye sahiptir. Bu sonuçlara ek olarak, model tüketim ve yatırımın büyümesinin dış ticaret büyümesi ile negatif olan ilişkisindeki negatif korelasyonu yakalamıştır.

Çıktı ve tüketim büyümesinin kalıcılığı, Türkiye örneğinde oldukça düşüktür. Model, çıktının ve tüketimin kalıcılığına, nispeten, yakın sonuçlar elde etmiştir. Buna karşılık yatırım ve dış ticaret büyümesinin otokorelasyon değerlerine yakın sonuçlar elde edememiştir.

	<b>gy</b>	<b>gc</b>	<b>gi</b>	<b>dnx</b>
<b>Standard Sapma (%)</b>				
<b>Veri</b>	4.12	5.05	7.87	1.75
<b>Model</b>	3.99	3.85	8.55	1.07
<b>gy ile Korelasyon</b>				
<b>Veri</b>	1	0.84	0.79	-0.29
<b>Model</b>	1	0.98	0.86	-0.39
<b>dnx ile Korelasyon</b>				
<b>Veri</b>		-0.37	-0.40	1
<b>Model</b>		-0.51	-0.74	1
<b>Otokorelasyon</b>				
<b>Veri</b>	-0.02	-0.05	0.19	0.13
<b>Model</b>	-0.08	-0.02	-0.19	-0.05

**Tablo 4. Modelin Tahmini Sonucu Elde Edilen İkinci Momentler**

## 8 Sonuç:

Bu çalışmada reel iş çevrimleri modelinin geçerliliğini dışa açık küçük bir ekonomi olan Türkiye'nin verileriyle test edilmiştir. Modeli test ederken 1988'in birinci çeyreği ile 2012'nin dördüncü çeyreği arasındaki GSYİH, tüketim, yatırım ve dış ticaretin büyümesi verileri kullanılmıştır. Hem kalibrasyon hem de Bayesyen tahmin teknikleri kullanılarak, yapısal şok süreçleri ve parametrelerin posterior dağılımları tahmin edilmiştir.

Tahmin sonuçlarına göre finansal katılıkların dahil edilmiş olduğu reel iş çevrimleri modeli, Türkiye iş çevrimlerini açıklamada başarılı sonuçlar elde edememiştir. Gelişmekte olan ülkelerin en önemli özelliği olan

tüketimin çıktıya göre daha fazla oynaklığı özelliğinin tersine çıktının daha fazla oynak olduğu sonucunu elde etmiştir. Bu sonuç hem reel iş çevrimi literatürüne hem de Türkiye stilize gerçeklerine terstir.

Tahminden elde edilen bir başka sonuç ise kalıcı şokun etkisinin geçici ve faiz şokuna göre daha etkili olduğudur. Çıktı ve tüketim büyümesi üzerinde kalıcı şokun etkisi, diğer şokların etkilerine göre çok daha fazladır. Bu sonuçlar, Aguiar ve Gopinath (2007) çalışmasında iddia edilen, kalıcı şokun etkisinin daha fazla olduğu iddiasını Türkiye verileri ile desteklemektedir.

Çalışmadan çıkan bir başka sonuç ise reel iş çevrimi modeline dahil edilen finansal katılıklardan ülke spread elastikiyetini ölçen parametre değerinin anlamlı olmasıdır. Bu değere göre ülke spreadi, ülkenin temel özellikleri tarafından belirlenir. Bir diğer katılık olan “*working capital requirements*” katsayısı anlamlı bir değer ifade etmemektedir. Bu sonuç, Neumeier ve Perri (2005)’in bulguları ile çelişmektedir.

Bu sonuçlar bize şunu göstermektedir: Türkiye ekonomisinin iş çevrimlerini açıklamak için daha fazla katılığın ve yapısal şokların dahil edildiği dinamik stokastik genel denge modellerine ihtiyaç vardır.

### Kaynakça

- Agenor, Pierre-Richard, McDermott, John, Prasad, S., Eswar, (2000), ‘Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts’, The World Bank Economic Review., 14 (2): 251-285.
- Aguiar, Mark ve Gopinath, Gita, (2007), ‘Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend’, Journal of Political Economy, vol. 115, no. 1, pg: 69-102.
- Aguiar, Mark ve Gopinath, Gita, (2007), ‘The Role of Interest Rates and Productivity Shocks in Emerging Market Fluctuations’, Working Papers Central Bank of Chile 445, Central Bank of Chile.
- Chang, Roberto ve Fernandez, Andres, (2010), ‘On the Sources of Aggregate Fluctuations in Emerging Economies’, NBER Working Paper Series, No:15938.
- Garcia-Cicco, Javier, Pancarzi, Roberto, Uribe, Martin, (2010), ‘Real Business Cycles in Emerging Countries?’, *American Economic Review*, 100, December 2010, 2510–2531.
- International Financial Statistics, (2014), <http://elibrary-data.imf.org/FindDataReports.aspx?d=33061&e=169393>
- Kydland, E., Finn and Prescott, C., Edward, (1982), ‘Time to Build Aggregate Fluctuations’, *Econometrica*, Vol. 50, Issue 6, sf: 1368.
- Kydland, Finn, E., ve Zarazaga, Carlos, E. J. M., (2002), ‘Argentina’s Lost Decade’, *Review of Economics Dynamics*, 5, 152-165.
- Mendoza, Enrique G., (1991), “Real Business Cycles in a Small Open Economy”, *The American Economic Review*, Vol.81, No. 4, 797-818.
- Schmitt-Grohe, Stephanie ve Uribe, Martin, (2003), ‘Closing Small Open Economy Models’, *Journal of International Economics* 61, 163-185.
- Taştan, Hüseyin, (2013), ‘Real Business Cycles in Emerging Economies: Turkish case’, *Economic Modelling*, Vol. 34, 106-113.
- Tiryaki, Tolga, (2010), ‘Interest Rates and Real Business Cycles in Emerging Markets’, Working Papers 1008, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of Republic of Turkey.