

ENFLASYON-ÇIKTI DEĞİŞKENLİĞİ ÖDÜNLEŞMESİ: İKİ DEĞİŞKENLİ GARCH(1,1) BULGULARI

Yakup KÜÇÜKKALE*

ÖZET

Makroekonomik etkinliğin incelenmesinde son dönemde önemli bir araç haline gelen "Değişkenlik Ödünleşmesi", bu çalışmada Türkiye örneği için yeniden incelenmiştir. Ele alınan dönem 1994:01-2003:06 olup veri seti aylıktır. Kullanılan İki Değişkenli GARCH (1,1) modeli, değişkenlik ödünleşmesine ilişkin ilave bulgular ortaya koymuştur. Bu bulgular şu şekilde özetlenebilir: (i) Değişkenlerdeki değişkenlik kendi geçmiş dönem değişkenliklerinden etkilenmemektedir. Yani, değişkenlikler "yapışkan" değildir, (ii) Enflasyon değişkenliği, nispi olarak, çıktı değişkenliğinden daha büyüktür, (iii) Enflasyondaki değişkenlik çıktı değişkenliğini etkilemektedir, yani enflasyon değişkenliği "geçişken"dir.

Anahtar Kelimeler : Çıktı, Değişkenlik Ödünleşmesi, Enflasyon,, İki Değişkenli GARCH (1,1), İstikrar Programları.

1. GİRİŞ

Para politikasını değerlendirmedeki en önemli araçlardan biri, enflasyon-çıktı ya da enflasyon-işsizlik arasındaki seviye ödünleşmesini gösteren Phillips Eğrisinin incelenmesidir. Taylor (1993, 1994), bu değerlendirmelerin, seviye ödünleşmeleri üzerine kurulu olmasından çok, çıktı ve enflasyon değişkenlikleri arasındaki ödünleşmeye dayalı olması gerektiğini ifade etmiştir. Taylor'un dayanak noktası, enflasyon ya da çıktı için yapılan düzey hedeflemesinin, söz konusu bu değişkenlerin değişkenliklerini de etkileyecek olması temel prensibine dayanmaktadır. Nitekim, herhangi bir talep şoku durumunda, merkez bankasının enflasyonu sabit tutma çabası, çıktıda eskisine oranla daha büyük bir dalgalanmanın olmasına yol açacaktır. Bu da, enflasyonu istikrara kavuşturmak için çıktı istikrarından "Ödün" verilmesi gerektiği anlamına gelmektedir.

"Değişkenlik Ödünleşmesi (Variability Trade-off)" şeklinde adlandırılabilir olan bu yaklaşım, Fuhrer (1997) tarafından da, para politikalarının değerlendirilmesinde önemli bir araç olarak tercih edilmiş ve kullanılmıştır. Ne var ki, bu konudaki literatür oldukça yeni ve çeşitlilikten yoksundur [Lown ve Rich (1997), McDonough (1997), Mishkin ve Posen (1997), Cecchetti (1998), Siklos (1999), Dittmar, Gavin ve Kydland (1999a, 1999b), Dittmar ve Gavin (2000), vd.]. Bu yoksunluğun belki de en önemli nedeni, seviye ödünleşmesinin doğrudan gözlemlenmesine karşın, dalgalanma

* Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Giresun, Türkiye

davranışlarının doğrudan gözlemlenememesidir. Değişkenlik Ödünleşmesi yaklaşımı, ülkemiz literatürü için de oldukça yenidir [Altinkemer (1996), Yamak ve Küçükkale (1999, 2000), Küçükkale ve Zengin (2000), Küçükkale ve Bayraklı (2001), Kunter ve Janssen (2002), Küçükkale (2003) vd.].

Bu çalışmada, oluşturulan çok değişkenli bir GARCH modeli çerçevesinde, enflasyon ve çıktıya ilişkin koşullu varyanslar tahmin edilmiş, tahmin edilen koşullu varyanslar temelindeki stokastik dalgalanmalar modellenmeye çalışılmıştır. 1994:01-2003:06 dönemi Türkiye aylık veri seti için oluşturulan iki değişkenli GARCH modeli, çıktı-enflasyon değişkenliği ödünleşmesinin geçerliliğini incelemek için alt periyot parametre tahminlerinde kullanılmıştır. Alt periyotlar için elde edilen parametrelerin karşılaştırılması, konuyla ilgili bir izlenim edinilmesini kolaylaştırmıştır.

2. AMPİRİK YÖNTEM VE SONUÇLAR

Bu çalışmada ödünleşme ilişkisi, iki değişkenli GARCH modeli ışığında araştırılmıştır¹. Ele alınan dönem 1994:01-2003:06'dır. Fuhrer (1997) ve Taylor (1994)'un da önerdiği gibi, çıktı değişkenliği Sanayi Üretim Endeksinin (SUE) potansiyel SUE'den yüzde sapması olarak ölçülmüştür. Enflasyon değişkenliğinin hesabında TÜFE'deki aylık yüzde değişimler dikkate alınmıştır. Bu tür çalışmalarda TÜFE yerine, TEFE ya da GSMH deflatorünün de kullanılabileceği aşikardır. Ancak, Cecchetti (1997) ve Motley (1997)'in de önerdiği üzere, TÜFE'de meydana gelen gelişmeler, enflasyon trendini daha iyi temsil etmektedir².

Tahmin modeli, Bollerslev ve Wooldridge (1992) tarafından geliştirilen GARCH (1,1) modelidir. Bu tanımlama, daha yüksek dereceden ARCH etkilerinin varlığını sorgulamak için, Engle (1983) tarafından geliştirilen Lagrange çarpan testi ile desteklenmiştir. Model şu şekilde özetlenebilir, $y_t \equiv [y_{1t} y_{2t}]'$ enflasyon ve çıktı değişkenliklerini içeren 2×1 'lik bir vektör, ve $\epsilon_t \equiv [\epsilon_{1t} \epsilon_{2t}]'$ bu değişkenliklere ilişkin yine 2×1 'lik hata terimleri vektörüdür. Hata terimleri vektörü aşağıdaki (1) nolu denklem kullanılarak, bu değişkenlerin ortalamadan arındırılmış değerlerini içermektedir.

$$y_t = \mu + \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

burada μ sabit terimleri içeren 2×1 'lik bir vektör, ve H_t 2×2 'lik t anında ölçülmüş zamana göre değişen şartlı varyans-kovaryans terimlerini içeren bir matrisdir. H_t 'nin stokastik yapısı (2) nolu denklemde görüldüğü gibi tanımlanabilir:

$$H_t = \gamma' \gamma + \alpha' \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' \alpha + \beta' H_{t-1} \beta, \quad (2)$$

burada γ , üç sabit terimle birlikte 2×2 'lik alt üçgen matrisi, α ve β 2×2 'lik parametre matrisini temsil etmektedir. İki değişkenli GARCH (1,1) modeli için tahmin edilmesi

¹ Enflasyon serisi, aylık TÜFE endeksi kullanılarak tarafımızdan hesaplanmıştır. Çıktı değişkenliği ise, aylık Sanayi Üretim Endeksinin (SUE) Hodrick-Prescott filtresi ile elde edilen Potansiyel SUE'den yüzde sapması olarak yine tarafımızdan hesaplanmıştır. Bütün veriler TC Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden derlenmiştir.

² TÜFE dikkate alınarak tarafımızdan yapılmış olan çalışmanın sonuçları, alternatif ölçüm değişkenleri ile yapılan diğer ölçümlerle ödünleşme değişkenliğinin eğimi konusunda pek de farklı sonuçlar vermemiştir.

gereken 11 parametre bulunmaktadır. Bu parametrelerin tahmininde Bollerslev ve Wooldridge (1992)'de önerilen maksimum olabilirlik yöntemi tercih edilmiştir.

GARCH (1,1) modelinin tahmin sonuçları Tablo-1'de gösterilmiştir. A sütununda özetlenen çözüm sonuçları, ele alınan dönemin tamamını kapsayan çözüm sonuçlarıdır. γ matrisindeki parametreler; ortalamadan arındırılmış çıktının şartlı varyansını (γ_{11}), ortalamadan arındırılmış enflasyonun şartlı varyansını (γ_{22}) ve her iki değişkenin şartlı kovaryansını (γ_{21}) temsil etmektedir. Çıktının şartlı varyansı istatistiksel olarak sıfıra eşit (yani anlamsız) olduğundan, tüm periyot çözüm sonuçları için, enflasyonun şartlı varyansının çıktının şartlı varyansından yüksek olduğunu söylemek mümkündür. Yani, ele alınan dönem içinde, enflasyon değişkenliği çıktı değişkenliğinden daha fazladır.

α parametreleri, çıktı ve enflasyonun şartlı varyanslarının, geçmiş dönem hata terimlerinin kareleriyle olan ilişkilerini ortaya koymaktadır. Burada özellikle üzerinde durulması gereken parametreler, matrisin köşegeni dışında kalan parametrelerdir. Çünkü bu parametreler, bir değişkenin değişkenliğinden kaynaklanan hata terimleri karelerinin, diğer değişkeni ne şekilde etkilediğini göstermektedir. Örneğin α_{12} , enflasyonun gecikmeli hata terimleri karesinin çıktıyı negatif yönde etkilediğini ortaya koymaktadır. Benzer şekilde α_{21} de çıktının geçmiş dönem hata terimlerinin enflasyonla negatif ilişkili olduğunu göstermektedir. Ancak her iki parametre de anlamsız bulunduğundan dolayı bu konuda bir yorum yapmak olanaksızdır.

Tablo 1. GARCH(1,1) çözüm sonuçları

	A 1994:06-2003:06	B 1994:06-2000:06	C 2000:07-2003:06
Regresyon: $H_t = \gamma' \gamma + \alpha' \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' \alpha + \beta' H_{t-1} \beta$			
Sabit Matrisi (γ)			
γ_{11}	0.020920 (0.29567)	-0.000012 (-0.00029)	0.062032* (5.43217)
γ_{21}	-0.035217 (-0.70276)	0.024288 (0.83186)	0.018568 (0.95152)
γ_{22}	0.019102*** (1.84342)	0.011110* (4.08638)	0.007869** (2.24788)
Değişkenlik Geçişkenliği (α)			
α_{11}	-0.293991*** (-1.73386)	0.442249* (2.72546)	0.507718*** (1.73198)
α_{12}	-0.096272 (-0.98360)	-0.006360 (-0.14924)	-0.180736** (-2.41577)
α_{21}	-0.725614 (-1.18929)	0.203351 (0.26626)	-0.180631 (-0.21290)
α_{22}	0.063989 (0.42091)	0.496046* (2.82001)	0.761262** (2.52397)
Değişkenlik Ödünleşmesi (β)			
β_{12}	0.128472 (0.72817)	0.085572 (1.28543)	0.000062 (0.00089)
β_{21}	-1.677230** (-2.24583)	-0.896936 (-1.01144)	-0.003203 (-0.00332)
Wald Testi			
Enflasyon → Çıktı			
$H_0: \alpha_{12} = \beta_{12} = 0$	1.156102	2.330024	5.871836***
Wald Testi			
Çıktı → Enflasyon			
$H_0: \alpha_{21} = \beta_{21} = 0$	6.768819**	1.447445	0.045976
Değişkenlik Sürekliliği			
β_{11}	0.256943 (0.50676)	-0.767293* (-4.19745)	-0.002603 (-0.00607)
β_{22}	-0.459979 (-0.82313)	-0.419089 (-0.96607)	0.000203 (0.00089)
Olabilirlik fonk.	420.059369	432.991609	212.128878

Not. ϵ_{1t} çıktının ve ϵ_{2t} enflasyonun ortalamalardan sapma serileridir. γ_{ij} , α_{ij} ve β_{ij} ($i, j = 1, 2$) sırasıyla γ , α ve β matrisinin elemanlarını göstermektedir. Parametre tahminlerinin yanında parantez içindeki rakamlar, ilgili tahminin t-istatistiğini vermektedir. Wald Test İstatistiği $\chi^2(2)$ dağılımına uygunluk göstermektedir. *, ** ve *** ilgili parametrenin istatistiksel olarak sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğuna işaret etmektedir.

β matrisinin elemanları, t anına ilişkin şartlı varyansların geçmiş dönem şartlı varyanslarla olan ilişkisini parametrik olarak ortaya koymaktadır. Bu matrisin köşegen elemanları (β_{11} ve β_{22}) sırasıyla, çıktı ve enflasyonun şartlı varyanslarının kendi geçmiş dönem şartlı varyanslarından etkilenme derecesi ve yönünü göstermektedir. Bu anlamda, söz konusu bu parametrelere, ilgili değişkenlerin değişkenliklerindeki yapışkanlık benzetmesi yapılabilir. Ele alınan döneme ilişkin tüm periyot çözüm sonuçlarına bakıldığında, her iki değişkenin de değişkenliklerinde yapışkanlığın bulunmadığı söylenebilir. Nitekim her iki parametre de anlamsız bulunmuştur. β matrisinin köşegen dışında kalan elemanları ise, bir değişkenin şartlı varyansının diğer değişkenin şartlı varyansını ne oranda ve ne yönde etkilediğini ortaya koyar. Yani, aslında, çalışmanın asıl konusunu oluşturan ödünleşmeyi bu parametreler yakalamaktadır. Bu bağlamda, tüm periyot çözüm sonuçları için, tek yönlü bir etkileşimin olduğu, ya da daha açık bir ifadeyle, enflasyon değişkenliğinin çıktı değişkenliği ile negatif yönde bir etkileşim içinde olduğunu söylemek olasıdır. İlişkinin negatif bulunmuş olması, beklentilere uygun olarak, enflasyon değişkenliği azaldıkça çıktı değişkenliğinin de artacağını ortaya koymaktadır. Ancak, ödünleşmenin diğer ayağına ilişkin, yani çıktı değişkenliğindeki bir değişimin enflasyon değişkenliğini etkilediğine dair bir bulgu elde edilememiştir.

Çıktı ve enflasyon değişkenliklerinin birbirlerini hiçbir şekilde (ne geçmiş dönem hata terimleri ne de geçmiş dönem şartlı varyansları ile) etkilemedikleri şeklinde oluşturulan H_0 kötümser hipotezi Wald Testi ile test edilmiştir. Tüm periyot çözüm sonuçları için elde edilen test değerleri, parametrik bulguların tersine, çıktı değişkenliğinin enflasyon değişkenliği üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durumda, çıktı değişkenliğinin parametrik olarak ortaya konulmaması da, aslında enflasyon değişkenliğini etkilediğini ve dolayısıyla her iki değişkenlik arasında karşılıklı bir ödünleşmenin olduğunu söylemek olasıdır.

Para politikalarında farklı yaklaşımların takip edildiği iki alt periyot için yapılan çözüm sonuçları da yine Tablo 1'de, B ve C sütunlarında rapor edilmiştir. Burada, periyot seçiminde dikkate alınan kriter, Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizlerini ayrı bir alt periyotta inceleme şeklinde oluşturulmuştur. Nitekim, söz konusu krizlerin öncesinde sabit kur politikası uygulayan TC Merkez Bankası, bu krizlerin ardından serbest dalgalanan kur rejimine geçiş yapmıştır. Bu geçişin iki değişken arasındaki ödünleşmeyi ne şekilde etkilediği böylece yakalanmak istenmiştir.

Birinci alt periyot için elde edilen çözüm sonuçları, bu dönemde herhangi bir karşılıklı ödünleşmenin söz konusu olmadığını ortaya koyarken, ikinci alt periyot için elde edilen sonuçlar, enflasyondan çıktıya negatif bir etkileşimin varlığına işaret etmektedir. Wald Test çözüm sonuçları da aynı yönde bulguları desteklemektedir.

3. SONUÇLAR

Makroekonomik politikaların etkinliğinin test edilmesinde sıkça kullanılan araçlardan biri de, hiç şüphesiz, standart Phillips Eğrisi'dir. Ancak, standart Phillips eğrisi ile yapılan incelemeler, çıktı (ya da işsizlik) ile enflasyon arasındaki ödünleşmeyi seviye düzeyinde ele almakta, bu da istikrar programlarının doğasına ters düşmektedir. Oysa, "İstikrar" kelimesi, herhangi bir değişkenin değişkenliğinin azaltılması anlamında

kullanılmaktadır. Bu durumda, bu aracın, enflasyon ya da çıktının değişkenliğinin azaltılmasının, yani istikrara kavuşturulmasının etkilerini ölçmede yetersiz kaldığını düşünmek kaçınılmaz olmaktadır. Taylor (1993, 1994) ve Fuhrer (1997), bu aksaklığın giderilmesi için yeni bir ödünleşme türü üzerinde yoğunlaşmış ve geliştirilen yöntemler, ekonomi literatüründe yeni olmakla birlikte, oldukça büyük bir ilgiyle karşılanmıştır.

Bu çalışmada, söz konusu ödünleşme yaklaşımı, Türkiye örneği için, farklı bir enstrümanla yeniden ele alınmıştır. Elde edilen bulgular, Türkiye örneği için değişkenlik ödünleşmesinin çift yönlü olduğunu, ancak bu çift yönlü ödünleşmenin sadece enflasyondan çıktıya yönseyen kısmının parametrik olarak ortaya konulabildiğini göstermektedir. Çıktıdan enflasyona yönseyen ödünleşme, her ne kadar grup parametre anlamlılık sınaması ile doğrulanmış olsa da, bireysel parametre anlamlılık sınamaları ile ortaya konulamamıştır. Bu durumun olası bir nedeni, çıktı-enflasyon varyans ödünleşmesinin şartlı olmaması olabilir. Ancak, enflasyon-çıktı varyans ödünleşmesinin şartlı bir kalıba dahil edilebileceği, çözüm sonuçları ile ortaya konulmuştur.

İki değişken arasındaki değişkenlik ödünleşmesine ilişkin, belki de en çarpıcı sonuç, Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizleri sonrasında, söz konusu ödünleşmenin daha da belirgin bir şekilde ortaya çıkmış oluşudur.

Analiz yöntemi olarak kullanılan iki değişkenli GARCH (1,1) modeli, söz konusu iki değişken arasındaki değişkenlik ödünleşmesinin yanı sıra, bu değişkenlerin değişkenliklerine ilişkin ilave bulgular da sunmaktadır. Bu bulgular şu şekilde özetlenebilir: (i) Değişkenlerdeki değişkenlik kendi geçmiş dönem değişkenliklerinden etkilenmemektedir. Yani, değişkenlikler “yapışkan” değildir, (ii) Enflasyon değişkenliği, nispi olarak, çıktı değişkenliğinden daha büyüktür, (iii) Enflasyondaki değişkenlik çıktı değişkenliğini etkilemektedir, yani enflasyon değişkenliği “geçişken”dir.

KAYNAKLAR

- ALTINKEMER, M., (1996), *Problems with Stabilization Programs and an Outline for a Turkish Stabilization*, The Central Bank of the Republic of Turkey, Discussion Paper No: 9624.
- BOLLERSLEV, T. and J. WOOLDRIDGE, (1992), *Quasi Maximum Likelihood Estimation of Dynamic Models with Time Varying Covariance*, *Econometric Review*, 11, pp: 143-172.
- CECCHETTİ, S. G., (1997), *Measuring Short-run Inflation for Central Bankers*, *Review*, FRB of St. Louis, 79, pp: 143-155.
- (1998), *Policy Rules And Targets: Framing The Central Bank's Problem*, FRB of New York Economic Policy Review, Vol. 4, Iss. 2, pp: 1-14.
- DITTMAR R., Gavin W. T. And KYDLAND F. E., (1999), *The Inflation-Output Variability Tradeoff And Price-Level Targets*, FRB of St. Louis Review, Vol. 81, Iss. 1, pp: 23-31.
- (1999), *Price Level Uncertainty and Inflation Targeting*, FRB of St. Louis Review, Vol. 81, Iss. 4, pp: 23-33.

- DITTMAR R., ve GAVIN W. T. (2000), *What Do New Keynesian Phillips Curves Imply for Price Level Targeting*, FRB of St. Louis Review, Vol. 82, Iss. 2, pp: 21-30.
- ENGLE, R. F., (1983), *Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model*, Journal of Money, Credit and Banking, 15, pp: 266-301.
- ENGLE, R. F. and KRONER K. F., (1995), *Multivariate Simultaneous Generalized ARCH*, Econometric Theory, 11, pp: 122-150.
- FUHRER, J. C., (1997), *Inflation/Output Variance Trade-offs and Optimal Monetary Policy*, Journal of Money, Credit and Banking, 29, pp: 214-234.
- KUNTER K., ve JANSSEN N., *Credibility of Monetary Regimes: Is Inflation Targeting Different*, The Central Bank of the Republic of Turkey Discussion Paper No: 2002/1.
- KÜÇÜKKALE Y.,(2003), *İstikrar Politikalarının Sürdürülebilirliği Üzerine Bir Not: Tepkilerdeki Değişim İstikrar Programlarının Sürdürülebilirliğini Etkiler mi?*, Bildiri, VI. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Mayıs 2003, Gazi Üniversitesi, Ankara.
- KÜÇÜKKALE Y., ve ZENGİN A., *Output-Inflation Variability Tradeoff and Stabilization Policies*, Proceeding Paper, First International Joint Symposium on Bussiness Administration, 1-3 Temmuz 2000, Gökçeada, Çanakkale.
- KÜÇÜKKALE Y., ve BAYRAKLI A., *Belirsizlik Durumunda Çıktı-Enflasyon Değişkenliği Ödünleşmesi ve İstikrar Politikala*, Bildiri, İstatistik Araştırma Sempozyumu 2000, 27-29 Kasım 2000, Ankara, ss: 393-400.
- LOWN C. S. And RICH R. W., (1997), *Is There An Inflation Puzzle?*, FRB of New York Economic Policy Review, Vol. 3, Iss. 4, pp: 51-69.
- MCDONOUGH W. J., (1997), *A Framework For The Pursuit Of Price Stability*, FRB of New York Economic Policy Review, Vol. 3, Iss. 3, pp: 1-8.
- MISHKIN F. S. And POSEN A. S., (1997), *Inflation Targeting: Lessons From Four Countries*, FRB of New York Economic Policy Review, Vol. 3, Iss. 3, pp: 9-110.
- MOTLEY, B., (1997), *Should Monetary Policy Focus on 'core' Inflation*, Economic Letter, FRB of San Francisco, No:97-11.
- SIKLOS P. L., (1999), *Inflation-Target Design: Changing Inflation Performance And Persistence In Industrial Countries*, FRB of St. Louis Review, Vol.81, Iss. 2, pp: 47-58.
- TAYLOR, J. B., (1993), *Discretion versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp: 195-214.
- (1994), *The Inflation/Output Variability Trade-off Revisited*, In: Goals, Guidelines and Constraints Facing Policymakers, FRB of Boston Conference Series, 38, pp: 21-38.
- YAMAK R. AND KÜÇÜKKALE Y., (1999), *Çıktı-Enflasyon Değişkenliği Ödünleşmesi ve Hedef Belirleme*, Bildiri, DİE Araştırma Sempozyumu 2000, 27-29 Kasım 2000, Ankara.
- Rasyonel Beklentiler Doğal Oran Hipotezi: Türkiye İçin Zaman Serisi Bulguları 1950-1995*, Bildiri, IV. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 14-16 Mayıs 1999, Belek, Antalya.

Ek 1. Veri Seti

Çalışmada kullanılan veri seti aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tarih yıl/ay	SUE	TUFE	Tarih yıl/ay	SUE	TUFE	Tarih yıl/ay	SUE	TUFE
1994:01	86,2	64,5	1997:01	88,7	456,0	2000:01	85,0	2575,9
1994:02	77,2	68,7	1997:02	80,6	481,8	2000:02	93,1	2671,3
1994:03	81,0	72,7	1997:03	99,0	507,8	2000:03	93,0	2749,3
1994:04	73,8	89,7	1997:04	88,3	541,4	2000:04	96,4	2813,2
1994:05	69,6	97,1	1997:05	101,1	566,8	2000:05	103,1	2875,6
1994:06	71,5	99,1	1997:06	99,0	583,1	2000:06	104,1	2895,1
1994:07	71,8	102,2	1997:07	101,6	619,6	2000:07	101,2	2960,1
1994:08	76,7	105,1	1997:08	101,2	658,0	2000:08	103,5	3024,4
1994:09	83,9	111,6	1997:09	109,9	706,1	2000:09	104,9	3117,4
1994:10	84,6	119,7	1997:10	113,0	764,9	2000:10	114,3	3214,0
1994:11	84,7	127,2	1997:11	107,9	815,6	2000:11	114,7	3333,3
1994:12	81,9	136,1	1997:12	109,6	857,5	2000:12	98,2	3415,5
1995:01	79,3	145,7	1998:01	90,6	919,4	2001:01	91,4	3501,1
1995:02	75,7	152,8	1998:02	93,5	960,0	2001:02	88,4	3564,1
1995:03	79,5	159,7	1998:03	105,2	1001,3	2001:03	85,8	3780,5
1995:04	83,8	169,0	1998:04	89,7	1048,0	2001:04	87,0	4171,2
1995:05	79,3	174,6	1998:05	105,0	1084,7	2001:05	93,4	4382,0
1995:06	88,7	179,1	1998:06	101,0	1111,1	2001:06	93,5	4519,3
1995:07	86,0	184,6	1998:07	101,8	1148,4	2001:07	90,1	4627,5
1995:08	87,0	192,6	1998:08	100,3	1193,8	2001:08	92,3	4763,5
1995:09	88,8	207,4	1998:09	108,3	1274,0	2001:09	95,2	5044,0
1995:10	86,5	220,5	1998:10	110,5	1351,1	2001:10	98,7	5350,3
1995:11	93,9	230,9	1998:11	105,2	1409,1	2001:11	98,2	5576,4
1995:12	94,8	239,6	1998:12	99,1	1455,4	2001:12	90,3	5756,2
1996:01	89,1	259,5	1999:01	82,0	1525,3	2002:01	89,6	6062,4
1996:02	77,1	271,2	1999:02	86,9	1573,7	2002:02	84,3	6168,7
1996:03	89,7	286,4	1999:03	92,5	1637,5	2002:03	102,5	6242,1
1996:04	82,8	305,6	1999:04	94,3	1717,2	2002:04	99,9	6370,4
1996:05	91,4	319,4	1999:05	101,0	1767,7	2002:05	103,9	6407,3
1996:06	90,5	327,5	1999:06	102,1	1825,2	2002:06	100,3	6444,7
1996:07	90,5	334,5	1999:07	98,2	1894,9	2002:07	101,1	6537,6
1996:08	88,0	350,4	1999:08	88,2	1974,6	2002:08	98,8	6680,4
1996:09	90,6	371,9	1999:09	98,5	2092,8	2002:09	105,5	6912,7
1996:10	100,0	396,0	1999:10	100,7	2225,2	2002:10	110,6	7139,9
1996:11	99,3	416,5	1999:11	103,1	2318,7	2002:11	106,4	7347,8
1996:12	94,6	430,7	1999:12	102,4	2456,6	2002:12	102,7	7468,6
						2003:01	103,3	7661,9
						2003:02	87,9	7834,9
						2003:03	108,8	8077,8
						2003:04	103,7	8246,5
						2003:05	109,0	8377,0
						2003:06	112,0	8362,6

Kaynak. <http://www.tcmb.gov.tr> Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)

Ek 2. Çözüm Prosedürü

Çalışmada kullanılan RATS 5.10 “Çok Değişkenli GARCH Prosedürü” aşağıda verilmiştir (Kaynak: <http://www.estima.com>).

```
* GARCHMV.PRG
* Updated, March 2003 to include dynamic conditional correlation
* Also, all models have been rewritten to stuff the uu' into a
* matrix of series. This allows a bit more flexibility in handling
* both initial conditions, and parameterizing the functions.
*
cal 1986 1 12
all 1996:12
*
open data returns.xls
data(format=xls,org=cols)
COMPUTE GSTART=1986:2 , GEND=1996:12
*
* Parameters for the regression function
*
dec vect[series] y(2) u(2)
dec vect[frml] resid(2)
set y(1) = sp500
set y(2) = spmidcap
*
NONLIN(parmset=MEANPARMS) B11 B21
FRML RESID(1) = (Y(1)-B11)
FRML RESID(2) = (Y(2)-B21)
*
* Do initial regression. Copy initial values for regression parameters
*
LINREG Y(1) / u(1)
# CONSTANT
COMPUTE B11 = %BETA(1)
LINREG Y(2) / u(2)
# CONSTANT
COMPUTE B21 = %BETA(1)
*
* Get the covariance matrix of the residuals.
*
VCV(MATRIX=RR,NOPRINT)
# U
*
* h will have the sequence of variance estimates
* uu will have the sequence of uu' matrices
*
declare symm[series] h(2,2)
```



```

declare symm[series] uu(2,2)
*
* hx and uux are used when extracting elements from h and uu.
* ux is used when extracting a u vector
*
declare symm hx(2,2) uux(2,2)
declare vect ux(2)
*
* This is used to initialize pre-sample variances.
* If you want the pre-sample uu' to be the unconditional variance,
* change the right side of the set uu(i,j) to rr(i,j) (same as h).
*
do i=1,2
  do j=1,i
    set h(i,j) = rr(i,j)
    set uu(i,j) = 0.0
  end do j
end do i
*
*
* This is a standard log likelihood formula for any bivariate
* ARCH, GARCH, ARCH-M,... The difference among these will be in
* the definitions of HF and RESID. The function %XT pulls information
* out of a matrix of SERIES, while %PT puts information into one.
*
declare frml[symm] hf
*
FRML LOGL = $
  U(1) = RESID(1) , U(2) = RESID(2) , $
  HX = HF(T) , $
  UX = %XT(U,T) , UUX = %OUTERXX(UX), $
  %PT(H,T,HX), %PT(UU,T,%OUTERXX(UX)), $
  %LOGDENSITY(HX,UX)
*
* Simple GARCH(1,1)
*
dec symm vc(2,2) va(2,2) vb(2,2)
nonlin(parmset=garchparms) vc va vb
frml hf = ||vc(1,1)+va(1,1)*h(1,1){1}+vb(1,1)*uu(1,1){1}|| $
          vc(1,2)+va(1,2)*h(1,2){1}+vb(1,2)*uu(1,2){1}, $
          vc(2,2)+va(2,2)*h(2,2){1}+vb(2,2)*uu(2,2){1}||
*
* Initialize GARCH parameters
*
compute vc = rr , vb = %mscalar(0.05) , va = %mscalar(0.05)
*
* Use simplex for a few iterations to get initial conditions
* straightened out

```

```

*
NLPAR(SUBITS=50)
defaults maximize(trace)
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=5)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=Bfgs,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND
*
* Constant correlation
*
dec vect vbv(2) vav(2)
nonlin(parmset=garchparms) vc vbv vav
frml hf = (h11=vc(1,1)+vav(1)*h(1,1){1}+vbv(1)*uu(1,1){1}),$
          (h22=vc(2,2)+vav(2)*h(2,2){1}+vbv(2)*uu(2,2){1}),$
          ||h11|vc(1,2)*sqrt(h11*h22),h22||
compute vc = rr, vc(1,2)=vc(1,2)/sqrt(vc(1,1)*vc(2,2))
compute vbv=%const(0.05),vav=%const(0.05)
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=5)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=Bfgs,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND
*
* Full vech parameterization
*
dec vect vcv(3)
dec rect var(3,3) vbr(3,3)
nonlin(parmset=garchparms) vcv var vbr
*
dec frml[vector] hfv
frml hfv = $
          ([VECTOR] VECHH=%VEC(%XT(H,T-1))),$
          ([VECTOR] VECHU=%VEC(%XT(UU,T-1))),$
          VCV + VAR * VECHH + VBR * VECHU
frml hf = (vechh=hfv(t),||vechh(1)|vechh(2),vechh(3)||
*
compute vcv = %vec(rr)
compute var = %mscalar(0.05), vbr = %mscalar(0.05)
*
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=5)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=BFGS,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND
*
* Positive definite parameterization (BEKK,EK)
* This enforces a positive definite covariance matrix by writing the
* covariance matrix evolution as
*
*  $V(t) = C'C + B'u(t)u(t)'B + A'V(t-1)A$ 

```

```

*
* Note that the parameters are not globally identified: changing the signs
* of all members of C,B or A will have no effect on the function value.
* Using METHOD=SIMPLEX to begin is quite important with this setup, to
* pull the estimates away from zero before starting the derivative-based
* methods.
*
dec rect var(2,2) vbr(2,2)
dec rect vcr(2,2)
nonlin(parmset=garchparms) var vbr vcr vcr(1,2)=0.0

FRML HF = $
  (HX=%XT(H,T-1)),(UUX=%XT(UU,T-1)),$
  %INNERXX(VCR)+%MQFORM(HX,VAR)+%MQFORM(UUX,VBR)
*
* Initialize c's from the decomp of the covariance matrix
*
COMPUTE vcr = %decomp(r)
compute var = %mscalar(.05) , vbr = %mscalar(.05)
*
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=5)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=Bfgs,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND
*
* Dynamic Conditional Constant Correlation
* Engle, JBES 2002, pp 339-350
*
* This uses a bivariate GARCH(1,1) model with fixed parameters to generate
* a sequence of p.d. matrices (Q's) which are used only for their implied correlation.
* The main model is otherwise structured like the constant correlation variety.
*
declare symm[series] q(2,2)
declare symm qx(2,2)
*
declare frml[symm] qf
*
* Initialize the q sequence
*
do i=1,2
  do j=1,i
    set q(i,j) = r(i,j)
  end do j
end do i
dec vect vbv(2) vav(2) vcv(2)
dec real a b
*
* a and b are the parameters governing the "GARCH" process of the Q sequence

```

```

*
nonlin(parmset=garchparms) vcv vbv vav a b
*
frml qf = (qx=(1-a-b)*rr+a*%xt(uu,t-1)+b*%xt(q,t-1)),%pt(q,t,qx),qx
frml hf = qf(t,rho=%if(a<1.and.b<1,qx(1,2)/sqrt(qx(1,1)*qx(2,2)),%na),$
(h11=vcv(1)+vav(1)*h(1,1){1}+vbv(1)*uu(1,1){1}),$
(h22=vcv(2)+vav(2)*h(2,2){1}+vbv(2)*uu(2,2){1}),$
||h11|rho*sqrt(h11*h22),h22||
*
* Initialize the c's to the diagonal elements of rr, others with typical values
*
compute vcv=%xdiag(rr),vbv=%const(0.05),vav=%const(0.05), a=0.05, b=0.05
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=10)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=Bfgs,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND

```

INFLATION OUTPUT VARIABILITY TRADE-OFF : BIVARIATE GARCH (1,1)

ABSTRACT

Variability trade-off that has recently become a reasonable tool to investigate the macroeconomic efficiency has been re-examined for Turkish economy. Monthly data cover and the period of 1994:01-2003:06. Bivariate GARCH (1,1) model that used in this study implied additional findings about the variability trade-off in Turkish economy. These findings can be summarized as: (i) Variability in the questioned variables has not been affected by their own variability. That is, the variables are not "sticky", (ii) Inflation variability is relatively greater than output variability, and (iii) Inflation variability affects output variability. That is, inflation variability is "transitional".

Key Words : *Bivariate GARCH (1,1), Inflation, Output, Stabilization Program, Variability Trade-Off.*