

RASYONEL BEKLENTİLER DOĞAL ORAN HİPOTEZİ

Türkiye İçin Zaman Serisi Bulguları 1950-1995¹

Rahmi YAMAK*
Yakup KÜÇÜKKALE**

ÖZET

Bu çalışmada, Rasyonel Beklentiler Doğal Oran Hipotezinin, “Çıktı (ya da işsizliğin) talep (ya da arz) şokuna vereceği tepki, stokastik şokların kovaryans yapısı tarafından belirlenir” şeklindeki ikinci argümanı, Türkiye örneği için test edilmiştir. Söz konusu argümanın test edilmesinde, zaman serisi tekniklerinden yararlanılmış, kısa dönem Phillips eğrisi, ARIMA ve transfer fonksiyonları kullanılarak elde edilmiştir. Ele alınan dönem 1950-1995 dönemi olup, bu yıllara ait yıllık verilerden yararlanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, bu argümanın Türkiye örneği için sadece arz şokları açısından geçerli olduğunu göstermiştir. Çalışmanın bulguları, ekonomide istikrar arayışı içerisinde olan para politikası uygulayıcılarının, ekonomi üzerinde reel bir etkide bulunmaları için, talep şoklarından ziyade arz şoklarından yararlanabileceklerini göstermektedir.

1. GİRİŞ

Rasyonel Beklentiler Doğal Oran Hipotezi (kısaca RBDO), makroekonomi literatürü içerisinde giderek artan bir ilgi görmektedir [Lucas (1973, 1976a, 1976b), Arak (1977), Cover (1989), Cukierman (1979), Cutler (1989), Froyen ve Waud (1980, 1984, 1985), Koskela ve Viren (1980a, 1980b), Lawrence (1983), Ram (1984), Yamak (1994) vb.]. Bu hipotez, ekonomik istikrarı sağlamayı amaç edinmiş para otoritelerinin uygulayacakları muhtemel politikaların beklenen etkilerini test etmeye yönelik iki araç sunar. Bunlar:

- İşsizlik ve konjonktürel çıktı gibi reel ekonomik değişkenler yalnızca şok politikalarından etkilenirler, ve
- Çıktı (ya da işsizliğin) talep (ya da arz) şokuna vereceği tepki, stokastik şokların kovaryans yapısı tarafından belirlenir,

şeklinde özetlenebilir.

Bu çalışmada, RBDO hipotezinin ikinci argümanı Türkiye örneği için test edilmiştir. Çalışmada, Zellner-Palm (1974) ve Zellner (1979) yöntemleri kullanılarak Lawrence (1983) tarafından geliştirilen test tekniği kullanılmıştır. Lawrence (1983) test tekniğinin diğerlerinden ayrılan en önemli özelliği, "stokastik şok" kavramı içerisinde yalnızca "talep şokları"nı değil, bunun yanında "arz şokları"nı da dikkate almasıdır. Nitekim, RBDO hipotezinin ikinci argümanını Türkiye örneği için test eden muhtelif çalışmalar olmakla birlikte, bu güne kadar arz şoklarının da dikkate alındığı bir yaklaşımda bulunulmamıştır. Lawrence tarafından geliştirilen bu test yöntemi sayesinde, hipotezin ikinci argümanı incelenirken, talep şokları kadar arz şokları da dikkate alınabilecektir.

Test neticesinde elde edilecek olan arz ve talep şoklarının varyansları ile, enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasında ters bir orantı beklenmektedir. Yani, arz ya da talep şokları artarken (azalırken), enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi azalıyorsa (artıyorsa), argümanın geçerli olduğu tespit edilecektir. Aksi durumda ise, yani şok varyansları

¹ Bu çalışma, 13-16 Mayıs 1999 tarihleri arasında Antalya'da gerçekleştirilen IV. Ulusal Ekonometri Kongresi'nde sunulan bildirinin gözden geçirilmiş halidir.

* Doç. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, Trabzon.

** Arş. Gör., Karadeniz Teknik Üniversitesi, Ünye İİBF, İktisat Bölümü, Ordu.

artarken (azalırken), ödünleşme parametresinin değeri de artıyorsa (azalıyorsa), argümanın geçersiz olduğuna hükmedilecektir. Argümanın geçerli olduğu bir durumda ise, çıktı ve/veya işsizlik gibi reel değişkenlere, kısa dönem için dahi olsa, şok politikalar aracılığı ile müdahale edilebileceği söylenebilecektir.

2. EKONOMETRİK METODOLOJİ

Argümanın test edilmesi amacıyla oluşturulacak olan ekonometrik modelin temeli, Lucas (1973) çıktı ve fiyat denklemlerine dayanmaktadır. Herhangi bir z piyasası için, Lucas (1973) tarafından oluşturulan çıktı ve fiyat denklemlerinin, arz şoklarını içerecek şekilde yeniden düzenlenmesi durumunda, (1) ve (2) nolu denklemler elde edilecektir².

$$(Y_{tz} - Y_{nt})(1 - \lambda(L)) = \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta}(\varepsilon_t + V_{tz}) + \left(J'(L) + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right) U_t + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \Omega_{tz}, \quad (1)$$

$$\begin{aligned} [P_{tz} + Y_{nt}](1 - \lambda(L)) &= (1 - \lambda(L))N_{t-1} + \left[\psi(L)(1 - \lambda(L)) - \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} \right] \varepsilon_t \\ &- \left[J'(L) + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right] U_t + \left[\frac{1}{1 + \gamma\theta} - \lambda(L)L \right] V_{tz} - \frac{1}{1 + \gamma\theta} \Omega_{tz}. \end{aligned} \quad (2)$$

Burada; $(Y_{tz} - Y_{nt})$, z piyasası için trendden arındırılmış üretim serisini; ε_t , ekonomi geneli parasal şokları; V_{tz} , z piyasası için talep şoklarını; U_t , ekonomi geneli arz şoklarını; P_{tz} , z piyasası fiyatlar genel düzeyini; N_t politika değişkenini (örneğin, $M2$) ve Ω_{tz} de denklemlerin hata terimlerini göstermektedir. γ ve θ yapısal parametreler olup, (L) gecikme operatörünü temsil etmektedir.

(1) ve (2) nolu denklemlerin bütün z piyasalarını kapsayacak şekilde, yani ekonominin tamamını yansıtacak şekilde yeniden düzenlenmesi durumunda ise, (3) ve (4) nolu denklemler elde edilecektir.

$$(Y_t - Y_{nt})(1 - \lambda(L)L) = \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} \varepsilon_t + \left(J'(L) + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right) U_t, \quad (3)$$

$$\begin{aligned} (P_t + Y_{nt})(1 - \lambda(L)L) &= (1 - \lambda(L)L)N_{t-1} + \left[\psi(L)(1 - \lambda(L)) - \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} \right] \varepsilon_t \\ &- \left[J'(L) - \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right] U_t. \end{aligned} \quad (4)$$

Lawrence (1983) test yönteminin temeli, farklı periyotlar için θ parametresinin tahmin edilmesine dayanmaktadır. (3) nolu denklem, bu amaçla kullanılabilir gibi görünse de, bu modelin çözümlenmesi ile elde edilen sonuçlardan, toplam arz ve toplam talep şoklarına ilişkin bir bilginin elde edilemeyeceği açıktır. Zira, söz konusu denklem, $\gamma\theta$ için tanımlı değildir. Ancak Lawrence (1983), (3) nolu denklemden türetilen bir transfer fonksiyonunun bu sorunu giderebileceğini belirtmiştir. Dışsal toplam talep şokları kullanılarak türetilen bir transfer fonksiyonunun elde edilişi aşağıda gösterilmiştir.

$$C(L)(1 - L)N_t = D(L)\varepsilon_t \quad (5)$$

² Denklem türetilmesi için bkz: Lawrence (1983)

burada; N_t , t anındaki toplam talebi ve ε_t de toplam talep şokunu göstermektedir. $\psi(L) = D(L)/C(L)$ olduğu kabul edilirse, (5) nolu denklem (6) nolu denklem halini alır,

$$\varepsilon_t = \psi(L)^{-1} (1 - L)N_t. \quad (6)$$

ulaşılan (6) nolu denklemin (3) nolu denklemde yerine konulması ile, (7) nolu çıktı transfer fonksiyonu denklemi elde edilmiş olacaktır.

$$(Y_t - Y_{nt})(1 - \lambda(L)) = \frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta} \varepsilon_t + \left(J'(L) + \frac{1}{1 + \gamma\theta} \right) U_t \quad (7)$$

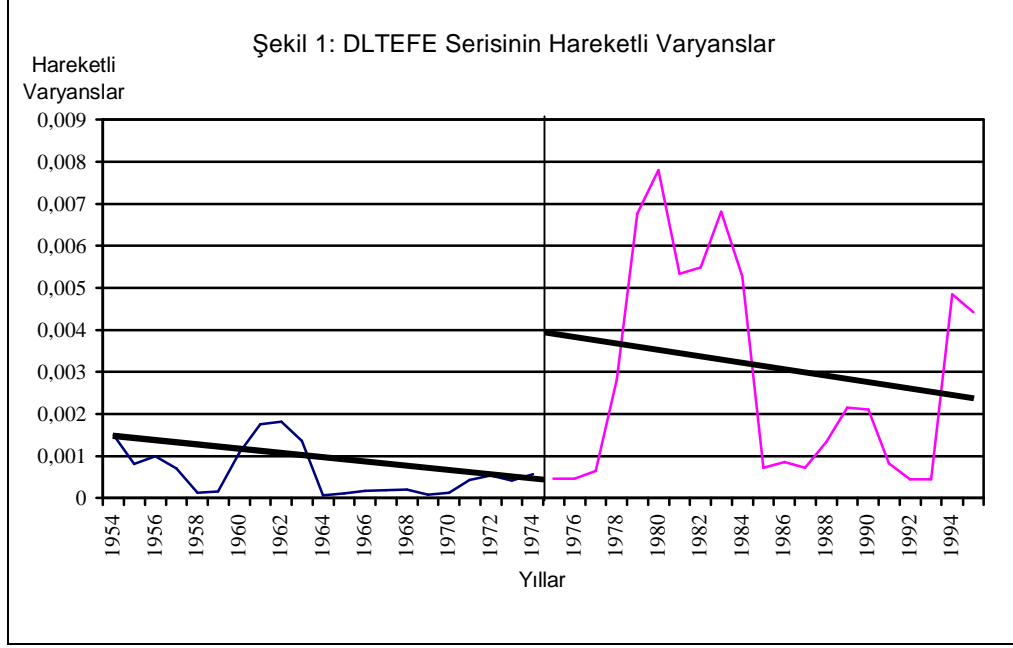
(7) nolu denklem, (6) nolu kısıt altında maksimum olabilirlik tahmin yöntemi ile tahmin edilebilir görünmektedir. (6) ve (7) nolu denklemleri eş-anlı olarak tahmin edebilen bir bilgisayar yazılımı olmadığı için, Lawrence, iki aşamalı bir tahmin yöntemi kullanmıştır. İlk olarak, (6) nolu denklemdeki toplam talep şokları, ARIMA modelleri yardımıyla tahmin edilmiş ve (7) nolu denklemde yerine konulmuştur. Lawrence, bu tahmin yönteminin küçük örnek büyüklükleri için asimptotik olarak yansız olduğunu belirtmiştir.

3. VERİ SETİ VE ÇÖZÜM SONUÇLARI

RBDO hipotezinin zaman serisi araçları ile testinin en sık kullanılan şekli, ele alınan periyodun herhangi bir kriter ile ikiye bölünmesi ve ikiye bölünmüş periyotlar arasında karşılaştırma yapılması yöntemidir. Bu çalışmada ele alınan 1950-1995 dönemi, RBDO hipotezinin ikinci argümanına uygunluk sağlaması açısından, logaritmik TEFE serisinin hareketli varyanslarının farklı seyirler izlediği iki alt dönemin ele alınması şeklinde ikiye bölünmüştür. Alt periyotların belirlenmesinde, beklenmeyen fiyat değişmelerinin (fiyat şoklarının) dikkate alınması gerekmele birlikte, böyle bir zaman serisinin olmayışı nedeniyle, yakınsak bir değer olan logaritmik TEFE'nin birinci devresel farklarının hareketli varyansları kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan TEFE serisi, DİE'nin "İstatistik Göstergeler 1923-1995" adlı yayınından derlenmiştir. Logaritmik TEFE'nin birinci devresel farkları yakınsak enflasyon rakamları olarak kabul edilmiştir³.

Elde edilen enflasyon rakamlarının hareketli varyanslarının grafiği üzerinden, görsel olarak, enflasyon değişkenliğinin farklı seyirler izlediği iki alt dönem tespit edilmiş ve dönüşüm yılı olarak 1975 yılı belirlenmiştir. Logaritmik TEFE serisinin birinci devresel farklarının hareketli varyanslarına ilişkin serinin seyri ve dönüşüm yılı Şekil 1'de gösterilmiştir.

³ $\pi_t = \Delta \log TEFE = \log TEFE_t - \log TEFE_{t-1}$



Şekil 1’den de görüldüğü üzere, DLTEFE serisinin hareketli varyansları, yani enflasyon değişkenliği, 1975 yılı öncesi ile 1975 yılı sonrası arasında çarpıcı bir şekilde farklılık göstermektedir. Birinci periyod için hesaplanan enflasyon değişkenliği trendi, ikinci periyod için hesaplanan enflasyon değişkenliği trend denklemi ile yaklaşık olarak aynı eğime sahip gibi görünse de birinci periyodun değişkenliğinin ikinci periyoda göre daha düşük olduğu açıktır. Dolayısıyla, ikinci periyodun enflasyon değişkenliğinin daha yüksek olduğu ve bu yüzden de tahmin edilmesinin güçleştiği, başka bir ifade ile, şok enflasyon olasılığının arttığı bir dönem olduğu söylenebilir. Bu durumda, çalışmanın öngörülerinden biri, ikinci periyod için talep şoklarının daha yüksek olduğu ve yine ikinci periyod için hesaplanan ödünleşme parametresinin birinci periyod için hesaplanan ödünleşme parametresinden daha büyük olması gerektiği şeklinde oluşturulabilir.

Ele alınan bütün periyodun iki alt döneme ayrılmasından sonra, her iki alt periyod için (7) nolu transfer fonksiyonunun tahmin edilmiştir. (7) nolu denklemde ϵ_t ile gösterilen parasal şokların tahmin edilmesinde, logaritmik M2 serisinin her iki alt dönem için oluşturulan ARIMA modellerine koşulması sonucunda elde edilen hata terimlerinin kullanılması yolu izlenmiştir. Birinci ve ikinci periyod için oluşturulan ARIMA modellerinin sonuçları Tablo 1’de özetlenmiştir.

Tablo 1: Parasal Şokların Tahmini İçin
I. Ve II. Periyod ARIMA Modelleri

| | |
|---|----------------|
| I. periyod | N = 24 |
| (1-0.4884) (N _t -N _{t-1}) = 0.1766 + ε _t | S. E. = 0.0509 |
| (0.203) (0.0000) | |
| Ljung-Box Q-İstatistikleri | |
| Q(8) = 11.0124 (0.0511) | |
| Q(16) = 17.1322 (0.1933) | |
| II. periyod | N = 20 |
| (1-0.9331) (N _t -N _{t-1}) = 0.6476 + (1+1.4497) ε _t | S. E. = 0.1050 |
| (0.0003) (0.4698) (0.0257) | |
| Ljung-Box Q-İstatistiği | |
| Q(8) = 2.7781 (0.7341) | |
| Q(16) = 14.7126 (0.3256) | |
| Not: Parantez içindeki değerler, ilgili istatistiklerin anlamlılıklarını göstermektedir. | |

(7) nolu denklemdeki ε_t değerlerinin elde edilmesinden sonra, yine (7) nolu denklemdeki “Şok Çıktı Düzeyi” değişkeninin (Y_t-Y_{nt}) elde edilmesi gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Bu serinin elde edilmesinde, yıllık Reel Gayri Safi Milli Hasıla'nın trendden arındırılması prosedürü uygulanmıştır. Bu işlem için, Reel Gayri Safi Milli Hasıla değişkeni, trend ve sabitten oluşan bir regresyon üzerine koşulmuş ve regresyon denkleminde elde edilen hata terimleri, trendden arındırılmış çıktı değişkeni olarak kabul edilmiştir. Bu regresyon denkleminin tahmin değerleri Tablo 2’de özetlenmiştir.

Tablo 2: Trendden Arındırılmış Çıktı Düzeyinin Belirlenmesi İçin
Oluşturulan Regresyon Denkleminin Tahmin Değerleri

| Değişken | Katsayı | t-istatistiği |
|--|----------------------|---------------|
| Sabit | 10.5551 ^a | 243.7860 |
| Trend | 0.0595 ^a | 37.91006 |
| Düzeltilmiş R ² = 0.96 ^a | | |
| F (1, 45) = 1437.1730 ^a | | |

a : İstatistiksel Olarak %1 Düzeyinde Anlamlı

Parasal şokların ve trendden arındırılmış üretim serisinin türetilmesinin ardından, ilgili değişkenler her iki dönem için ayrı ayrı oluşturulan transfer denklemlerinde yerlerine konulmuş ve (7) nolu denklem tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 3’de özetlenmiştir.

Tablo 3: Transfer Fonksiyonları Aracılığı İle Kısa Dönem Phillips Eğrisinin Tahmini

| I. periyod | N = 23 |
|---|---------------|
| $(Y_t - Y_{nt}) = 0.5121 \varepsilon_t + (1 + 0.3036L^3 - 0.5585L^8) U_t$ | S.E. = 0.0880 |
| (0.420) (0.2454) (0.3124) | |
| $R^2 = 0.75$ | |
| Ljung-Box Q-İstatistikleri | |
| Q(8) = 5.1699 (0.3955) | |
| Q(16) = 9.7918 (0.7109) | |
| II. periyod | N = 17 |
| $(1 - 0.6336)(Y_t - Y_{nt}) = 0.7054 \varepsilon_t + U_t$ | S.E. = 0.0622 |
| (0.405) (0.0000) | |
| $R^2 = 0.99$ | |
| Ljung-Box Q-İstatistikleri | |
| Q(8) = 4.9822 (0.4181) | |
| Q(16) = 21.1003 (0.0710) | |

Not: Parantez içindeki değerler ilgili parametrenin anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 3’de özetlenen transfer fonksiyonları çözüm sonuçları arasından amaca yönelik parametre tahminlerinin alınıp ayrı bir tabloda gösterilmesi sonucunda Tablo 4 ortaya çıkmıştır. Tablo 4’de, Rasyonel Beklentiler Doğal Oran Hipotezinin ikinci argümanını test etmeye yönelik gerekli tahminler özetlenmiştir.

Tablo 4: RBDO Hipotezinin İkinci Argümanının Testi

| | Kısa Dönem Ödünleşme Parametresi | Arz Şokunun Varyansı ^a | Talep Şokunun Varyansı ^b |
|-------------------|---|-----------------------------------|-------------------------------------|
| Katsayı | $\frac{\gamma\theta}{1 + \gamma\theta}$ | σ_u^2 | σ_ε^2 |
| 1. Periyod | 0.512089 (0.042013) | 0.146051 | 0.0509 |
| 2. Periyod | 0.705373 (0.000007) | 0.062170 | 0.1050 |

Not: Parantez içindeki rakamlar ilgili değerlerin anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

a: Tahminin standart hatası ile ve

b: ε parametresinin standart hatası ile bulunmuştur

3. SONUÇ

Tablo 4’de gösterilen özet sonuçlar, arz şoklarının artmasıyla birlikte kısa dönem enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin değerindeki azalışa işaret etmektedir. Bu da, “Çıktı (ya da işsizliğin) talep (ya da arz) şokuna vereceği tepki, stokastik şokların kovaryans yapısı tarafından belirlenecektir” şeklindeki RBDO hipotezinin ikinci argümanının Türkiye örneği için sadece arz şokları açısından geçerli olduğunu, talep şoklarının ekonomi üzerinde reel bir etki yaratmadığını kanıtlamaktadır. Bu durumda, istikrar politikaları ile ekonomiye yön verme kaygısında olan politika uygulayıcılarının, talep yönlü şok politikalardan ziyade, arz yönlü şok politikalar kullanmalarının daha tutarlı sonuçlar ortaya çıkaracağını göstermektedir.

4. KAYNAKÇA

- Arak, M., (1977) "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: Comment", *The American Economic Review*, 67, pp: 728-730.
- Cover, J. P., (1989) "International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: Result from a Covariance-Bounds Test", *Journal of Macroeconomics*, 11, pp: 397-408.
- Cukierman, A., (1979) "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level: A Suggested Interpretation", *The American Economic Review*, 69, pp: 444-447.
- Cutler, H., (1989) "Aggregate Supply and Demand Disturbances and the Business Cycle", *Journal of Macroeconomics*, 11, pp: 247-259.
- Froyen, R. T. And Waud, N. R., (1980) "Further International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, 70, pp: 409-421.
- Froyen, R. T. And Waud, N. R., (1984) "The Changing Relationship between Aggregate Price and Output: The British Experience", *Economica*, 51, pp: 53-67.
- Froyen, R. T. And Waud, N. R., (1985) "Demand Variability, Supply Shocks and the Output-Inflation Tradeoffs", *The Review of Economics and Statistics*, 67, pp: 9-15.
- Koskela, E. Ve Viren, M., (1980a) "New International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: A Note", *Economic Letters*, 6, pp: 223-239.
- Koskela, E. Ve Viren, M., (1980b) "The Variance Hypothesis on the Output-Inflation Tradeoff: Evidence from Scandinavian", *Scandinavian Journal of Economics*, 10, pp: 481-495.
- Lawrence, C., (1983) "Rational Expectations, Supply Shocks and the Stability of the Inflation-Output Tradeoff: Some Time Series Evidence for the United Kingdom 1957-1977", *Journal of Monetary Economics*, 11, pp: 225-245.
- Lucas, R. E., (1973) "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, 63, pp: 326-334.
- Lucas, R. E., (1976) "Errata-Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, 66, p: 985.
- Lucas, R. E., (1976) "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in Karl Brunner and Allan H. Meltzer (eds), *The Phillips Curve and Labor Markets*, North Holland Publishing Co., pp: 19-42.
- Ram, R., (1984) "Further International Evidence on Inflation-Output Trade-Offs", *Canadian Journal of Economics*, 17, pp: 523-541.
- Yamak, R., (1994) "Further Intra-Country Evidence on the Lucas Variability Hypothesis", *Southwestern Economic Proceedings*, South Western Society of Economics, pp: 183-187.
- Zellner, A., (1979) "A Statistical Analysis of Econometric Models", *Journal of American Statistical Association*, 74, pp: 628-651.
- Zellner, A. And Palm, (1974) "Time Series Analysis and Simultaneous Equations Models", *Journal of Econometrics*, 2, pp: 17-24.