

DEVALÜASYON VE DIŞ TİCARET DENGESİNİN TAYİNİ: TÜRKİYE ÜZERİNE ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ (1987-2002)

*Arş.Gör. Bilal KARGI**

Giriş

Bu makalede, serbest döviz kuru rejiminin uygulandığı iki ayrı dönemde (devalüasyon öncesi ve sonrası) dış ticaretteki yaşanan gelişmelerin ekonometrik bir değerlendirmesi yapılmaktadır. Diğer önemli bir konu ise, sabit döviz kuru rejiminin uygulandığı dönemlerde, dış ticaret kalemlerinin nasıl etkilendiği ve devalüasyonla birlikte dış ticaretin yeniden nasıl şekillendiğinin incelenmesidir. Nitekim bu gelişmeler, serbest döviz kuru rejiminin uygulandığı bir dönem ve kur rejiminin değiştirildiği bir sonraki dönem değerlerinin kıyaslanması, devalüasyon etkisini ölçmede kullanılabilir. Böylece, yabancı paralar karşısında, milli paranın aşırı değerlenmesi sonucunu doğuran sabit döviz kuru rejimiyle ve bunun devalüasyonla yapılacak bir ayarlama ile nasıl bir düzeye getirilmek istendiği; bunun da Türkiye Ekonomisi için gerçekleşip gerçekleşmediği, 21 Şubat 2001 devalüasyonuna uygulanacak ampirik bir araştırma ile açıklanmaya çalışılacaktır.

1. Dış Ticaret Dengesi ve Devalüasyon

Devalüasyon terimi, sabit döviz kuru sisteminde döviz kuru oranları üzerindeki rejim değişikliğini ifade etmektedir¹. Döviz kuru politikasının seçimi, devalüasyonun milli para üzerindeki etkisine göre kararlaştırılır. Bu durumda devalüasyon kısaca; milli paranın döviz karşısında değer kaybetmesi gibi kaba bir tanımla geçiştirilmemelidir. Üzerinde durulması gereken önemli bir nokta ise; “sabit kur rejiminde yabancı paranın fiyatının resmi bir işlemle arttırılması”² şeklinde tanımlansa da serbest kur rejimlerinden bir hükümet kararıyla rejim değişikliği yapılması da milli para için çok kısa bir

* Selçuk Üniv. Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Teorisi Bilim Dalı Araştırma Görevlisi.

1 Roy J. Ruffin., Raul R. Gregory., *Principle of Economics*, 4th ed. London:1990, pp.449-450.

2 Rudiger Dornbusch., Stanley Fisher., *Macroeconomics*, MacGraw-Hill, 1990, p.154.

sürede devalüasyon etkisi yaratabilmekte ve zamana yaygın bir değer kaybı ile birlikte; “devalüasyon” yaşanmaktadır.

Bunu bir devalüasyon olarak kabul etmeyenler de vardır. Sürekli değer kaybı veya hükümet kararına bağlı devalüasyon, bir ülkedeki geçerli döviz kuruna göre, diğer ülkelerdeki geçerli döviz kuru oranına göre değiştirerek, oranlarda bir indirmeyi içermekte; böylece daha geniş bir uygulama oluşmaktadır. Hükümet açıklamasıyla “iradi” olarak gerçekleşen devalüasyon, mal ve hizmetlerin yurtiçi fiyatlarını eşitleyerek, ihracatı arttırmak, ithalatı kıstak amacını taşımaktadır. Oysa, enflasyonun süreklilik kazandığı ekonomilerde, toplam talebin toplam arzı aşan kısmının ithalatla karşılanması dış ticaretin, ithalat yönünde pozitif fark doğmasına ve dolayısıyla dış ticaret açığına neden olmaktadır. Çünkü, döviz cinsinden ithal edilen malların, üretildikleri ülkelerde maliyetlerinin (enflasyonun olmadığı veya çok düşük olduğu varsayımıyla) sabit kalması karşısında, ithalata konu olan mallar yurtiçi milli para cinsinden arz edilecektir. Enflasyon nedeniyle zaten yüksek olan toplam talebin ithalatla karşılanan malların fiyatlarının yükselmesine ve mamül taleplerinin artmasına neden olacaktır.

Milli paranın sabit döviz kuru rejiminde aşırı değerlenmesi, yurtiçinde üretim ve ihracata konu olan malların maliyetini yükseltecek ve uluslararası piyasalarda ihracat mallarının fiyatı yükseldiğinden dolayı, talebi de düşecektir. Sabit döviz kuru rejiminde ithalatın artması ve ihracatın azalması dış ticaret açığının büyümesine neden olacaktır³.

Hükümet kararı ile iradi olarak gerçekleştirilen devalüasyon, sabit döviz kuru rejiminin uygulandığı dönemlerde, malların iç ve dış piyasalardaki maliyet ve fiyatlarını eşitlemeye ve ithalatı kısıp, ihracatı genişletmeye yönelik bir uygulama mahiyetindedir. Mundell-Fleming modeli içerisinde devalüasyon LM eğrisinin yerini değiştirir; sabit olmayan döviz kuru oranları altında para arzında bir artış yaşanacaktır. Böylece; net ihracat artacak ve toplam gelir yükselecektir. Tam tersi bir durumda ise LM eğrisi sağa kayacak ve net ihracat azalıp, toplam gelir düşecektir⁴. Diğer taraftan serbest döviz kuru rejiminde ise otomatik bir devalüasyon mekanizması ile maliyet ve fiyatların uluslararası piyasalarda otomatik olarak eşitlenmesi ve dış ticaret dengesinin kendiliğinden gerçekleşmesi beklenir. Öncelikle serbest döviz kuru rejimindeki milli para değerinin enflasyon baskısı altında sürekli değer kaybının, ithalatı daraltıcı etkisi “ithalat talebinin fiyat esnekliği”ne bağlıdır.

³ Sidney S. Alexander., “*Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches*”, *American Economic Review*, March:1959, v.49, pp.23-42.

⁴ Gregory Mankiw., *Macroeconomics*, 4th ed. Worth Publishers, New York:1997, p.326.

Bu esneklik “reel döviz kurunda meydana gelecek yüzde bir artışın ithalatta yüzde kaç azalmaya yol açacağını ölçer”⁵. İthalat ve ihracatın talep esnekliklerine dayanarak dış ticaret dengesinin tayininin incelenmesi literatürde⁶ Marshall-Lerner koşulu olarak adlandırılmaktadır.

2. Marshall-Lerner Koşulu ve J Eğrisi

Marshall-Lerner Koşulu, Milli paranın döviz karşısındaki değeri ile net dış ticaret arasındaki ilişkiyi esnekliklere dayanak açıklamaya çalışan bir modeldir. Bu model, alternatif döviz kuru rejimleri altında hazine ve para politikalarını içeren incelemeleri yoğunlukla kullanan Mundell-Fleming modeli nedeniyle benzer, açık makro ekonomik modeller içerisinde toplam talebi IS-LM analizi ile bütünleştirir⁷. Diğer bir ifade ile, Marshall-Lerner koşulu, bir devalüasyon uygulamasının, ülkenin ticaret dengesinin geliştirilmesinde başarılı olup olmayacağını açıklamaya çalır⁸. Sabit döviz kuru rejiminin uygulandığı dönemlerde, yurtiçi malların maliyetlerinin (ve dolayısıyla fiyatlarının) artması milli paranın da aşırı değerlenmesini doğurur. Buna bağlı olarak dış ticaret dengesi ithalattan yana pozitif yönlü fazla (ihracat yönünden negatif fark) vermeye başlar. Özellikle; ihracatı, ithal hammaddeye dayalı mallardan oluşan ekonomilerde, ihracata dönük yurtiçi üretimin artırılması için döviz değerinin milli para karşısında değerinin artırılması gerekliliği (böylece de ithalata konu olan malların üretiminin artırılması için) devalüasyona olan ihtiyaç doğurmaktadır.

Marshall-Lerner analizi, sadece devalüasyonun neden olduğu ani bağlı fiyat değişimlerine verilen miktar tepkilerine odaklanır (örneğin, kısmi denge analizi) ve sonsuz arz elastikiyetinin hem ihracat hem de ithalat için var olduğunu farzeder. Buna ilaveten eğer ticaret öncelikli olarak dengede farzedilirse, Marshall-Lerner Koşulu, ülkenin talep elastikiyetinin (muhtemel değerler ile) toplamının ihracat ve ithalat bütünlüğünü aşması durumunda

⁵ Erdal M. Ünsal., *Makro İktisat*, İmaj Yayıncılık, 3. Baskı, Ankara:2000, s.457.

⁶ Esnekliklere dayalı dış ticaret dengesinin belirlenmesine ilişkin literatür açısından yapılmış dikkate değer bir çalışma; Erol Çakmak., Hayati Aksu., Sevda Opuş., “*Türkiye’de İthalat Talebi Esnekliklerinin Ekonometrik Analizi: 1987-2000*”, Atatürk Üniversitesi, *İİBF Dergisi*, Cilt:16, Sayı:5-6, 2002, sa.15-31.

⁷ Ronald W. James., Peter B. Kenen., *Handbook of International Economics: International Monetary Economics and Finance*, Volume:2, North-Holland:1985, p.822.

⁸ Dennis R. Appleyard., Alfred J. Field., *International Economics*, MacGraw-Hill, 4th ed. Chicago:1995, p.52.

devalüasyonun ticaret dengesini geliştirdiğini beklemektedir. Analiz hem yerli parayı hem de dövizini içine almaktadır⁹.

Devalüasyonla birlikte reel döviz kurunda meydana gelecek %1 birimlik artışın, ithal mallarının maliyetini de %1 birim arttırması beklenir. Çünkü devalüasyon sonucu yurtdışı mallar, yurtiçi mallara nispeten daha pahalı hale gelecek ve ithalat daralacak: buna karşılık ihracat artacaktır. Bunu belirleyen ithalat talebinin fiyat esnekliği (e_M)'dir. Buna göre;

$$(e_M) \frac{\Delta R^{(+)}}{\Delta M^{(-)}} \quad (1)$$

biçiminde yazılır. Bu denkleme bağlı olarak, reel döviz kurunda meydana gelen %1'lik artış, ithalatı nihai analizde ($e_M - 1$) kadar azalacaktır.

Reel döviz kurundaki artışla birlikte ithalatın gösterdiği tepkinin tam tersi ihracatta gerçekleşecektir. Yani, reel döviz kurundaki %1'lik artış ihracatı %1 birim arttıracaktır. Çünkü, yurtdışı malların fiyatları, yurtiçi mallara nispeten daha pahalı hale gelecek ve ihracat fiyatının talep esnekliği (e_X) tarafından belirlenen ihraç mallarının talebi artacaktır¹⁰. Buna göre;

$$(e_X) \frac{\Delta R^{(+)}}{\Delta X^{(+)}} \quad (2)$$

denklemini ihracattaki artışı ifade edecektir.

Devalüasyon neticesinde, ihracatın ve ithalatın reel döviz kuruna verdiği tepkinin birlikte ifadesi ise;

$$(e_M) + (e_X) - 1 \quad (3)$$

teriminin değerine bağlı olarak belirlenecektir. "Bu açıdan bakıldığında devalüasyonun net ihracatı arttırması için, ithalat talebinin fiyat esnekliği ile ihracat talebinin fiyat esnekliği toplamının 1'den büyük olması veya kısaca Marshall-Lerner Koşulunun geçerli olması gerekir"¹¹.

$$(e_M + e_X - 1) > 0 \quad \text{veya} \quad (e_M + e_X - 1) > 1 \quad (4)$$

Marshall-Lerner koşulu, başlangıçta ithalat talebinin fiyat esnekliği ve ihracat talebinin fiyat esnekliğini sonsuz kabul eder. Devalüasyonla birlikte, eğer her iki talep esnekliği birim esnekliği aşarsa dış ticaret dengesini iyileştirebilir. Örneğin $e_X=0$ ve $e_M=1$ iken %k kadarlık bir devalüasyonun etkisiy-

⁹ Appleyard-Field, a.g.e., p.62.

¹⁰ Dennis R. Appleyard., Alfred J. Field., "A Note on teaching the Marshall-Lerner Condition", *Journal of Economic Education*, Winter:1986, pp.52-56.

¹¹ Ünsal, a.g.e., s.457-458.

le; ihracat cephesinde sonsuz elastik olan ihracat fiyatı değişmeden kalır. Bunun sonunda $e_x=0$ olduğunda ihracat hacmi de değişmez. Bu yüzden ulusal ihracat değeri sabit kalır. İthalat cephesinde ise; sonsuz olan ithalat talep esnekliği ile birlikte ithalat fiyatı sabitken %k kadarlık bir devalüasyona gidilebilir. İthalat talep hacmi %k oranında düşebilir ve ithalat değeri yine değişmeden kalabilir. Ayrıca $e_m=1$ olduğundan dış ticaret dengesi değişmeden kalabilir. Ancak; ihracatın talep esnekliği ($e_x=0$) eğer sıfırdan büyük olursa ihracat hacmi yükselir. Bunun nedeni, ihracat hacminin değişmediği (sonsuz elastik) ve ihracat değerinin milli para cinsinden artmış olmasıdır. İhracat talep esnekliği ($e_x=0$) sıfır iken, ithalat talep esnekliğinin ($e_m=1$) birim esneklikten küçük olması durumunda ise %k oranındaki devalüasyon ithalat hacmini %k oranında düşürür. Ayrıca ithalat değeri yükselebilir ve ticaret dengesini daha da kötüleştirebilir¹². Kısacası, devalüasyon ile birlikte dış ticaret dengesindeki değişkenler belirli tepkiler gösterir. Ancak bu tepkiler devalüasyonla birlikte ilk anda istenilen biçimde gerçekleşmeyebilir. Hatta ihracatın artması, ithalatın azalması yönündeki beklenti bir süreliğine tam tersi biçimde de gerçekleşebilir. Bu durum “J Eğrisi” adı verilen bir eğri ile açıklanmaktadır¹³.

J Eğrisi terimi ise, düzenlenmiş döviz kuru sistemi içinde ticaret dengesi tarafından izlenen gelişme yolunu tanımlar¹⁴. Dış ticaretin yurtiçi fiyatlarla, yurtdışı fiyatlar arasındaki farklılaşmadan dolayı bozulması (dış açık verecek yönde) durumunda, hükümet müdahalesiyle bir devalüasyona gidilebilmekte idi. Ancak devalüasyon ile dış ticaretin Marshall-Lerner koşulunu hemen gerçekleştirmesi beklenemez. İstenilen “dengenin istikrarı mal-para ve döviz piyasalarındaki uyum sürecinin süratine bağlıdır. Esnek kur sisteminde Marshall-Lerner Koşulu istikrar için yeterli değildir”¹⁵. Bu uyum süreci ise genellikle 6-12 ay olarak gözlemlenebilir¹⁶. Bu süre içinde talebin fiyat esnekliğinin artması ve Marshall-Lerner koşulundaki gecikmenin giderilmesi beklenebilir. Kısaca; devalüasyonun elastikiyetler üzerindeki etkisi kısa dö-

12 Victor Argy., **International Macroeconomics Theory and Policy**, Routledge Pres, London:1994, pp.144.145.

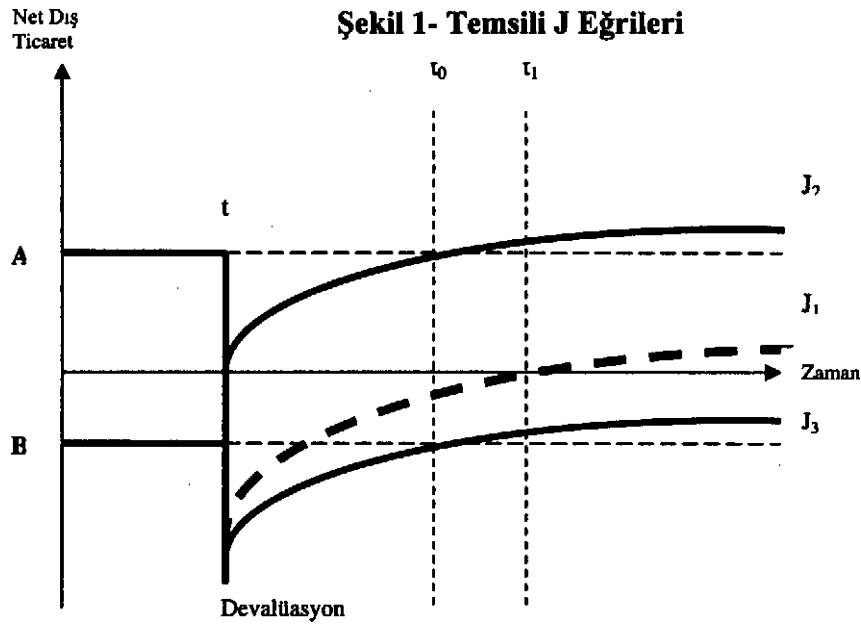
13 Peter Wilson., “Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies-Does the J-Curve Exist for Singapore, Malasia and Korea?”, **Open Economic Review**, v.12, 2001, 389-413.

14 Mordechai, E. Kreinin., **International Economics A Policy Approach**, Sixth Edition, Harcourt Broce Jovanovich, 1971. p.170.

15 Cafer Unay., **Makro Ekonomi**, Akademi Yayınları, Bursa:1983, s.288.

16 R. Scott Hacker., Abdalnasser Hatemi., “Is the J-Curve Effect Abservable for Amal North European?” **Open Economic Review**, v.14, 2003, pp.119-134.

nemde başarısız ancak uzun dönemde başarılı olur. Devalüasyonla önce kötüleşen denge zaman içerisinde ticaret dengesinde J Eğrisini ortaya çıkarır¹⁷. Çünkü ilk olarak ithalatın fiyatının ve değerinin yükselmesine ve bu da öncelikle dış ticaretin düşmesine neden olmaktadır. Daha sonra dış ticaret dengesi, reel net ihracatın görece fiyatlardaki değişimine uyum sağlayarak yavaş yavaş yükselmeye başlamasına ve olumlu tepkinin gerçekleşmesini sağlamaktadır¹⁸. Bu olumlu tepkinin doğması ve dış ticaretin devalüasyon önceki konumundan, daha yüksek bir düzeye gelmesi grafik ile gösterildiğinde; eğrinin seyri "J" harfini anımsattığından dolayı eğriye "J Eğrisi" adı verilmiştir.



Eğrinin temsili görüntüsü Şekil (1)'deki gibidir. Buna göre; Şekil 1'deki J1, J2, ve J3 eğrileri; A ve B gibi iki ekonomide t zamanında gerçekleşmiş devalüasyonun net dış ticaretteki etkilerini göstermektedir. A ekonomisi (devalüasyona ihtiyaç duyduğu varsayımı altında) net dış ticaret fazlası vermekte iken bir devalüasyon yapmış (J_2) ve net dış ticaret t zamanında keskin

¹⁷ L. Alan Winter., *International Economics*, 4th ed. Routledge Press, London:1994, pp.277-278.

¹⁸ Peter B. Kenen (edt.), *Understanding Interdependence, The Macroeconomics of the Open Economic*, "Exchange Rates, Prices, and External Adjustment in the United State and Japan", Princeton University Press, New Jersey:1995, pp.109-168.

bir düşüş yaşanmakta ancak t_0 zamanında net dış ticareti devalüasyon öncesi konumuna ulaşmakla birlikte, eski düzeyinden daha fazla bir düzeye yükselmeye başlamıştır. B ülkesi ise, net dış ticaret açığı yaşayan ve devalüasyon yapan ülke iken (J_3); yine t zamanında net dış ticareti keskin bir düşüşün ardından t_0 zamanında eski düzeyinin üstüne çıkmış ve devalüasyon başarılı olmuştur. Ancak (J_1), eğrisi yine B ülkesi için yapılan bir devalüasyon iken (J_3) eğrisinin temsil ettiği devalüasyondan daha başarılı bir devalüasyonu temsil etmektedir.

3. Ekonometrik Metodoloji ve Veri Seti

İktisadi analizlerde son zamanlarda yapılan çalışmalarda yoğunlukla zaman serileri analizleri kullanılmaktadır. Bunun en önemli nedeni, iktisadi zaman serilerinin, iktisat politikalarındaki sürekli değişiklik ve yeniliklerden önemli ölçüde etkilenmesinden kaynaklanmaktadır. Özellikle uluslararası ticaretin önemli boyutlara ulaşması, dünya ekonomilerindeki dalgalanmaların diğer birçok ülkede de hissedilebilir hale gelmesiyle, iktisadi zaman serileri birçok kalıcı şok etkisi taşımaktadır. Kalıcı şokların bu etkisinin yanında regresif ilişkilerdeki hata terimi, analizler için ikinci önemli engel durumundadır. Ancak bu iki durumun giderilmesi ve analizlerin sağlıklı sonuçlar verilebilmesi için yeni yöntemler geliştirilmiştir.

Bu makalede, bu yöntemlerden en çok kullanılan testlere başvurularak analizler yapılmaya çalışılmıştır. Zaman serilerindeki kalıcı şoklardan ve iktisadi verilerin; artık neredeyse genel karakteristiği gibi kabul edilen, önceki dönemlerden kaynaklanan trend etkisinin de arındırılmasında kullanılan, Dickey-Fuller¹⁹ tarafından geliştirilmiş ve (5) numaralı denklemin çalıştırılmasıyla uygulanan birim kök testine başvurulmuştur.

Nihai analiz olacak olan koentegrasyon analizi için bu testlerde alınacak sonuçlara göre serilerin durağan olmamaları (birim kök içermeleri) ve bunun yanında da aynı düzeydeki farkları ile durağan hale gelebilmeleri gerekmektedir. Ancak koentegrasyon analizi öncesinde değişkenlerin karşılıklı neden-sonuç ilişkilerinin açıklanılmasında kullanılan ve Granger²⁰ tarafından geliştirilen ve (6) numaralı denklemde gösterilen nedensellik testine başvurulacaktır. Oluşturulacak yapısal VAR modelleri (7) numaralı denklemde göster-

¹⁹ Dickey, D. A., Fuller, W. A., "Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, s.74, 1979.

²⁰ Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, July:1969, pp.424-438. ve N. Wiener, "The Theory of Prediction", edit: E. F. Beckenback., *Modern Mathematics for Engineers*, McGraw-Hill, New York:1956.

rildiği gibi tahmin edilecektir. (8) numaralı sabit içermeyen denklem ile hata terimleri için ADF testi değerleri belirlenmektedir. Koentegrasyon analizi ile uzun dönem dengesinin kısa dönemdeki sapmalarının ortadan kaldırılarak; Engle-Granger²¹ tarafından geliştirilen koentegrasyon analizine başvurularak (9) numaralı denklemde gösterilen Hata Düzeltme Modeli oluşturularak yapılmış olacaktır²². Bunun yanında, (10) ve (11) numaralı denklemlerle Johansen-Juselius²³ tarafından geliştirilen test ile, kaç tane koentegre edici vektör olduğu tespit edilmeye çalışılmıştır.

Çalışmada kullanılan veri seti ise, 1987:01-2002:12 dönemine ait aylık verilerdir. Bu veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'na ait Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS) temin edilmiş olup, Eviews 3.1, Minitab 13.0 ve SPSS 10.0 programları kullanılarak işlenmiştir.

Analizde kullanılacak olan değişkenler ise; dış ticaret dengesine esas olan ithalat (*ith*) ve ihracat (*ihr*) değerlerinin (*FOB*) tanımı ile birlikte net dış ticaret (*ndt*) ve ABD Doları döviz kuru (*dk*) olarak seçilmiştir²⁴. Değişkenler döviz kuruna çevrilerek deflate edilmeye çalışılmıştır. Değişkenler birer birer ele alınmakla birlikte 2001 yılındaki döviz kuru rejimi değişikliği dikkate alınarak Şubat:2001 tarihlerden öncesi ve sonralarından oluşan bir periyot da ele alınmıştır.

4. Bulgular

Zaman serilerinin durağanlığına yönelik olarak geliştirilmiş olan Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testine ilişkin (5) numaralı denklemin çalıştırılmasıyla elde edilen sonuçlar ve bu sonuçlara ilişkin değişkenlerin karakteristik yapısıyla ve tanıtıcı istatistikleri ile ilgili bilgiler Tablo 1'de verilmiştir.

21 Engle, R. F., Granger, C. W. J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, v.55, 1987.

22 Zaman Serileri Analizlerinin ve bahsi geçen testlerin teorik altyapısı ve uygulamaları ile ilgili başvurulabilecek temel Türkçe eserler olarak şunlar gösterilebilir: Yılmaz Akdi., *Zaman Serileri* Ankara:2002, Damodar N. Gujarati., *Temel Ekonometri*, (Çev: Ümit Şenesen., Güley Şenesen.), Literatür Yayınları, İstanbul:2001; Aziz Kutlar., *Ekonometrik Zaman Serileri*, Gazi Kitabevi, Ankara:2000.

23 Soren Johansen., Katerine Juselius., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, c.52, 1990, pp.169-210.

24 Benzer Değişkenler kullanılarak Türkiye ekonomisi için yapılmış bir çalışma; Uğur Sivri., Cem Usta., "Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki", Uludağ Üniversitesi, *İİBF Dergisi*, Sayı:11.

Tablo 1.
Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi Sonuçları

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (5)$$

| Değiş- kenler | α | Δ | r^2 | dw | en- tegre |
|------------------|-----------|----------|----------|----------|--------------|
| ihr _t | 1,495157 | 8,787735 | 0,192986 | 1,983431 | I(1) |
| ith _t | 0,691431 | 6,744904 | 0,690800 | 1,970021 | I(1) |
| ndt _t | -0,749987 | 6,717781 | 0,714576 | 1,914680 | I(1) |
| dk _t | 1,658463* | 4,238233 | 0,626093 | 1,956828 | I(1) |

r^2 ve dw (Durbin-Watson) tanıtıcı istatistikleri, serilerin entegre düzeylerine aittir. Entegre düzeyi I(1) olan bir seri, serinin 1. farkının alınması ile durağan hale gelmekte olduğunu ifade etmektedir. * işareti taşıyan değer ise %10 anlam düzeyinde durağan olarak hesaplanmıştır.

Tablo 1’de Durbin-Watson²⁵ tarafından geliştirilen (*dw*) istatistiğinin ve-
rilmesinin nedeni, bu istatistik değerinin r^2 ile karşılaştırılması sayesinde
regresyonun “sahte regresyon” olup olmadığının anlaşılması içindir. r^2 ’nin
(*dw*) istatistiğinden büyük olduğu durumlarda regresyon denklemine sahte
regresyon (veya düzmece regresyon) denilmektedir. Ayrıca Tablo 1’de he-
saplanan α değeri serilerin düzey değerlerine ve Δ değeri ise serinin birinci
farkının alınması ile elde edilen ADF test istatistik değerini göstermektedir.
Bu değerler, MacKinnon²⁶ tarafından Monte Carlo Simülasyonları ile hesap-
lanan kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. Bu karşılaştırma sonucunda ADF
istatistiğinin MacKinnon kritik değerinden küçük olması durumunda seri
birim kök içermekte olup, durağan değildir. ADF istatistiğinin kritik değere-
lerden büyük olması durumunda ise seri durağandır ve birim kök içermek-
tedir. Tablo 1’de seriler düzeyleri itibarıyla birim kök içermekle birlikte,

25 Durbin, J., Watson, G. S., “Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression”,
Biometrika, v.35, 1951.

26 MacKinnon, J. G., “Critical Values of Cointegration Test”, ed: R.E. Eangle, C. W. J.
Granger, *Long-Run Economic Relationships: Reading in Cointegration*, Chapter, 13,
Oxford University Press, New York, 1991.

her birinin birinci farkının alınmasıyla durağan hale geldikleri görülmektedir. Bu durum "entegre" sütununda, I(1) olarak gösterilmektedir.

Granger Nedensellik testi ise, değişkenlerin birbirlerini açıklamadaki neden-sonuç olabilmelerinin belirlenmesi açısından önem arz etmektedir. Eğer iki değişken arasında çift yönlü Granger nedenselliği söz konusu ise,

Tablo 2.

Granger Nedensellik Testi Sonuçları

$$X_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \Omega_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (6)$$

| Nedensellik Yönü | f | P | Sonuç ($\alpha=5\%$) |
|---------------------------|---------|---------|-------------------------|
| $ihr_t \rightarrow ith_t$ | 3,15454 | 0,04496 | Granger Nedenidir |
| $ihr_t \rightarrow ndt_t$ | 6,89772 | 0,00129 | Granger Nedeni Değildir |
| $ihr_t \rightarrow dk_t$ | 0,38267 | 0,68258 | Granger Nedenidir |
| $ith_t \rightarrow ihr_t$ | 0,25177 | 0,77769 | Granger Nedenidir |
| $ith_t \rightarrow ndt_t$ | 11,7605 | 1,6005 | Granger Nedenidir |
| $ith_t \rightarrow dk_t$ | 0,38267 | 0,68258 | Granger Nedenidir |
| $ndt_t \rightarrow ihr_t$ | 3,50282 | 0,03212 | Granger Nedeni Değildir |
| $ndt_t \rightarrow ith_t$ | 1,18409 | 0,30833 | Granger Nedenidir |
| $ndt_t \rightarrow dk_t$ | 3,88334 | 0,02228 | Granger Nedeni Değildir |
| $dk_t \rightarrow ihr_t$ | 1,28726 | 0,27849 | Granger Nedenidir |
| $dk_t \rightarrow ith_t$ | 1,41000 | 2,24676 | Granger Nedenidir |
| $dk_t \rightarrow ndt_t$ | 1,93257 | 0,14769 | Granger Nedenidir |

H_0 hipotezi; $a \rightarrow b$ (a'dan b'ye veya a'dan b'ye) Granger Nedeni değildir şeklindedir. $p > \alpha$ durumunda H_0 hipotezi reddedilecek, aksi durumda ($p < \alpha$) H_0 hipotezi kabul edilecektir.

her iki değişken de birbirleri için hem neden ve hem de sonuç olabilmektedir. Aralarında hiçbir Granger nedenselliği bulunmayan değişkenler ise birbirleri için ne neden ne de sonuç olabilme özelliğine sahip değildirler. Böyle değişkenler ile tahmin edilecek regresyon modelleri ilişkisiz değişkenler arasında kurulmuş kabul edilmekle birlikte sonuçları tutarlı kabul edilmemektedir. Tablo 2'den de anlaşılacağı üzere tüm değişkenler arasında en az bir yönlü nedensellik ilişkisi vardır. ihr_t 'den ndt_t 'ye, ndt_t 'den ihr_t 'ye ve ndt_t 'den dk_t 'ye Granger nedenselliği olmamakla birlikte diğer tüm nedensellikler çift yönlü olarak bulunmuştur. Değişkenler arasında çift yönlü Granger nedenselliği olmayan bir sonuç bulunmadığından herhangi bir değişken en az bir diğer değişken için neden olabilmekte veya en azından sonuç olabil-

mektedir. Bu da değişkenler arasında uzun dönem dengesi aramak için yeterli bir değişken sistemi kullanıldığının gösterilmesinde önemli bir ipucudur.

Zaman serileri analizinde değişkenlerin her biri aynı düzeyde entegre olabirler ve Granger nedenselliği de taşıyabilirler. Ancak zaman serileri analizinin taşınması gereken en önemli özelliği olarak değişkenlerin uzun dönemde ve birbirleri ile de entegre olabilmeleridir. Uzun dönemde birbirleri ile entegre olan değişkenlerle tahmin edilen modellere eşbütünleşik (koentegre) denilmektedir. Bu nedenle değişkenlerin oluşturacağı modelin uzun dönemde koentegre olmaları gerekir. Çalışmanın değişkenlerine ilişkin koentegrasyon analizi test sonuçları Tablo 4'te verilmektedir. Engle-Granger iki aşamalı koentegrasyon testinin esas alındığında analizin yapılabilmesi için değişkenlerin durağan olmamaları ancak aynı düzeydeki farkları alındığında durağan hale gelebilmeleri gerekmektedir. Bu durum için Tablo 1'deki sonuçlar, analizin bu varsayımının yerine getirildiğini göstermektedir ve tüm değişkenlerin I(1) oldukları görülmektedir. Koentegrasyon analizi için öncelikle değişkenlerin her biri için Yapısal VAR Modeli oluşturulur. Bu modellere ilişkin elde edilen tahmin değerleri Tablo 3'te verilmektedir.

Tablo 3.

Yapısal Var Modelleri

| $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Z_t + \dots + \alpha_n N_t + u_t$ (7) | | | | | |
|---|------------|---------|----------|---------|----------|
| Model | α_0 | ihr_t | ith_t | ndt_t | dk_t |
| $ihr_t = \alpha_0 + ith_t + ndt_t + dk_t + u_t$ | 314,6763 | - | 0,52106 | 0,30321 | 0,000587 |
| $ith_t = \alpha_0 + ihr_t + ndt_t + dk_t + u_t$ | 111,0215 | 1,29897 | - | 0,38750 | -0,00051 |
| $ndt_t = \alpha_0 + ith_t + ihr_t + dk_t + u_t$ | -27,2746 | 0,04137 | 0,21213 | - | 0,000122 |
| $dk_t = \alpha_0 + ihr_t + ndt_t + ith_t + u_t$ | -398724 | 636,289 | -222,056 | 96,9915 | - |

Elde edilen bu yapısal VAR modelleri sonuçları ile regresyon denklemi oluşturulur ve çalıştırılır. Böylelikle regresyona ait ve (7) numaralı denklemde u_t ile gösterilen hata terimleri serisi elde edilir. Bulunan bu u_t serisinin koentegrasyon analizi varsayımı gereği durağan olması gerekmektedir. Bu amaçla VAR modelleri çalıştırılmış, hata terimleri serisi elde edilmiş, bu serilere ADF testi uygulanmış ve sonuçları Tablo 4'te verilmiştir. Ancak buradaki ADF testinde (5) numaralı sabit içeren denklem yerine, sabit içermeyen (8) numaralı denklem kullanılmaktadır.

Tablo 4.

Hata Terimleri (u_t) GDF Birim Kök Testi Sonuçları
$$\Delta u_t = \eta u_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i = \lambda \Delta u_{t-1} + e_t \quad (8)$$

| Değişkenler | A | r ² | dw | entegre |
|------------------|-----------|----------------|------------|---------|
| ihr _t | -1,460860 | 0,188936 | 1,957017 | I(0) |
| ith _t | 0,325540 | 0,179392 | 1,967609 | I(0) |
| ndt _t | -1,615585 | 0,335976 | 2,000253* | I(0) |
| dk _t | -1,760176 | 0,348332 | 1,966745** | I(0) |

* %10'da birim kök. ** %10'da birim kök.

Buraya kadar yürütülen işlemler sonucunda Tablo 3'teki modellerin uzun dönem dengesini sağladığı ve koentegre oldukları anlaşılmaktadır. Ancak, varsayım gereği serilerin durağan olmaması ve birinci farklarının alınması ile denkleme sokulması serilerde veri kaybına neden olmakta ve kısa dönem dengesinden sapmaları beraberinde getirmektedir. Kısa dönem sapmalarına neden olan bu veri kayıplarını ortadan kaldırmak ve uzun dönem dengesine uyum sağlayabilmek için Hata Düzeltme Modeli oluşturulur ve bu model (9) numaralı denklemdeki gibi olup, elde edilen değerler Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5.

Hata Düzeltme Modeli

$$\Delta y_{x,t} = m_x + \alpha_x (y_{2,t-1} - \mu - \beta y_{1,t-1}) + e_{xt} \quad (9)$$

| Değişken | Koent. Vektörü |
|----------|----------------|
| İhr | 1 |
| İth | -1,012451 |
| Ndt | 1,84671 |
| Dk | 0,000194 |

| Hata Düzeltme | ihr | ith | ndt | dk |
|------------------|-----------|---------|----------|---------|
| Koent. Vekt. | 0,000924 | 0,0249 | -0,0478 | 22,393 |
| İhr _t | -0,410828 | -0,0771 | 0,028 | 2,1555 |
| İhr | -0,004991 | 0,23852 | 0,147404 | -18,439 |
| İth | -0,0239 | -0,3762 | 0,1776 | -8,227 |

| | | | | |
|------------------|-----------|---------|---------|--------|
| ith _t | -0,1671 | -0,2515 | -0,0415 | -26,17 |
| Ndt | -0,1107 | 0,0706 | -0,4637 | 28,465 |
| Ndt | -0,062479 | -0,2036 | -0,165 | 35,503 |
| Dk | 0,000132 | 6,4901 | 0,0002 | -0,279 |
| Dk | 0,000115 | -0,0004 | -0,0004 | -0,165 |
| R ² | 0,251923 | 0,2003 | 0,2795 | 0,1581 |
| F | 7,577115 | 5,6357 | 8,728 | 4,2237 |
| Log. Likel. | -1283,13 | -1385,2 | -1326,1 | -2348 |

Engle-Granger iki aşamalı yöntemi yanında, Johansen-Juselius testi ile kaç tane koentegre edici vektör' olduğu belirlenebilir. Johansen-Juselius Koentegrasyon Testi (10) ve (11) numaralı denklem çifti ile elde edilen sonuçlar Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6.
Johansen-Juselius Koentegrasyon Testi

$$\lambda_{enust}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

$$\lambda_{enalt}(n) = -T [\ln(1 - \lambda_1) + \ln(1 - \lambda_2) + \ln(1 - \lambda_3) + \ln(1 - \lambda_4)] \quad (11)$$

| Düzye | $\alpha = \%5$ | $\alpha = \%1$ | λ_{enalt} | Sonuç |
|----------|----------------|----------------|-------------------|-------|
| 0,121741 | 39,89 | 45,58 | 53,38139 | r=1 |
| 0,099951 | 24,31 | 29,75 | 29,10622 | r=2* |
| 0,049096 | 12,53 | 16,21 | 9,413985 | Red |
| 1,710006 | 3,84 | 6,51 | 0 | Red |

$\lambda_{enalt} > \alpha$ hipotezi için r kadar koentegre edici vektör vardır sonucuna ulaşılır. Tabloda r=2 için $\lambda_{enalt} > \alpha$ hipotezi geçerlidir ve 2 koentegre edici vektör denir. (*) $\alpha = \%1$ için hipotez anlamsızdır ve $\alpha = \%1$ için 1 koentegre edici vektör vardır.

Tablo 6'da görüldüğü üzere uzun dönemde Engle-Granger testine göre koentegre oldukları anlaşılan değişkenler, Johansen testinde de koentegre olarak bulunmuş ve %5 anlamlılık düzeyi için en az 2 koentegre edici vektör olduğu sonucuna varılmıştır. %1 anlamlılık düzeyinde ise yalnızca bir koentegre edici vardır. Her iki durum için de en az bir koentegre edici vektör olduğu kesin olarak belirlenmiştir.

Buraya kadarki analizler, model değişkenlerinin seçilen zaman aralığının tamamı için yapılmıştır. Ancak çalışmada dikkatlerin çekilmek istendiği diğer bir husus ise, devalüasyonun dış ticaret dengesini nasıl etkilediği sorusudur. Türkiye ekonomisinde yaşanan ve sabit kur rejiminden dalgalı kur rejimine geçilmesiyle oluşan devalüasyon etkisinin yaşandığı Şubat 2001 tarihi esas alınarak trend analiz yapılmak suretiyle bu etkinin sonuçları gözlemlenebilecektir. Kur rejiminin değiştirildiği tarih olan Şubat 2001'den 2002 sonuna ve iki tarih arasındaki süre kadar da geriye gidilerek 1999 Mayıs ayına kadar olan dönemi içine alan periyotlar ele alınarak analiz yapılmıştır.

Bu periyoda ait dış ticaret trend denklemleri incelenerek devalüasyon öncesi genel trend ile sonrasındaki dış ticaretteki değişimleri gözlemek mümkün olmaktadır. Ek olarak sunulmuş olan Trend denklem ve grafiklerine bakıldığında; devalüasyon öncesinde hem ihracatın ve hem de ithalatın artmakta olduğu görülmesine karşın ithalat, ihracattan daha hızlı bir trend ile artmakta ve bundan dolayı da net dış ticaret açığı sürekli olarak artan bir (negatif yönde) genel görünüm izlemektedir.

Devalüasyonun beklenen sonucu olan ihracatın artması ve ithalatın kısılması yolu ile dış ticaret açığının daraltılması beklentisi, devalüasyondan sonraki trend denklemlerinde rahatlıkla görülebilmektedir. Nitekim $Y_t = 2367,79 + 17,0695t$ olan ihracat trend denklemi $Y_t = 2748,34 + 34,5119t$ düzeyine yükselirken; ithalat trend denklemi $Y_t = 3176,40 + 75,6606t$ düzeyinden $Y_t = 2789,02 + 73,4951$ düzeyine düşmüştür. Bununla birlikte net dış ticaret açığı da, $Y_t = -808,610 - 61,5912t$ düzeyinden $Y_t = -40,6798 - 389832t$ düzeyine gerilemiştir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Türkiye ekonomisinde 24 Ocak 1980 kararları ile başlayan dışa açılma süreci, Gümrük Birliği Anlaşmasının imzalanması ile oldukça önemli bir boyut kazanmıştır. Özellikle Türk Lirasının konvertibilite edilmesiyle de hız kazanan döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişki ödemeler bilançosu dengesinde önemli ölçüde etkilere yol açmıştır. 1987:01-2002:12 dönemine ait aylık veriler kullanılarak yapılan analizlerden elde edilen sonuçları şu şekilde toplu olarak özetlemek mümkündür. Öncelikle modelde seçilen değişkenlerin durağan olmamaları, kalıcı şok etkilerinin önemli ölçüde taşıdığını göstermektedir. Zaten bu durum, iktisadi hayat içerisinde önemli bir yere sahip olan ve iktisadi aktörlerin davranışları üzerindeki temel belir-

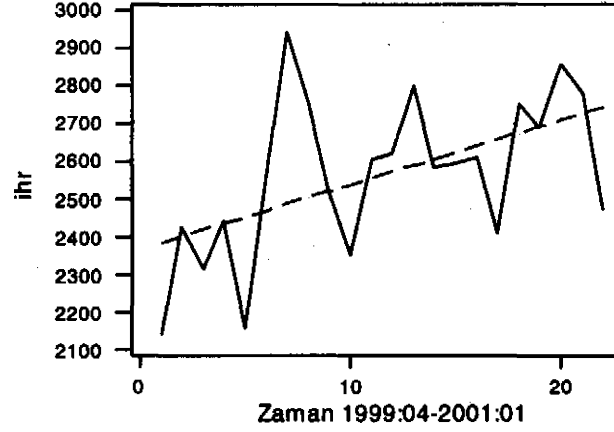
leyicilerden biri olan “beklenti”lerin zaman içerisinde “kalıcı olumsuzluk” şekline büründüğünü söylemek mümkündür. Aynı zamanda, döviz kurundaki artışların, tasarruf sahiplerinin dövizini bir yatırım aracı olarak görmeleriyle birlikte sürekli bir artış trendi taşımaktadır. Döviz kurunun dış ticaretle olan ilişkisinin nedensellik testleri ile incelendiği bu çalışmada da ilişkinin ihracat ve ithalat ile karşılıklı nedensellik taşıdığı tespit edilmiştir. Aynı zamanda seçilen değişkenler uzun dönemde koentegre olmaları da bu ilişkiyi önemli ölçüde desteklemiştir.

Devalüasyonun (21 Şubat 2001’deki döviz kuru rejimi değişikliği hükümet tarafından alınan ve bilindik anlamda bir devalüasyon kimliği taşımasa da kur rejimindeki değişiklik bir devalüasyon etkisi yaratmıştır) ise ihracat için Türkiye ekonomisinin dış kalemleri üzerinde olumlu yönde bir etki göstermiştir. İhracat artmış, ithalat daralmış ve net dış ticaret açığı kısmen kapanmıştır.

Devalüasyon Öncesi ihracat

Lineer Trend Modeli

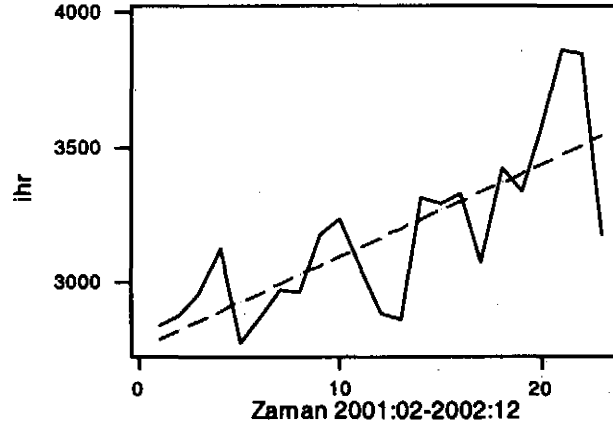
$$Y_t = 2367,79 + 17,0695 \cdot t$$



Devalüasyon Sonrası ihracat

Lineer Trend Modeli

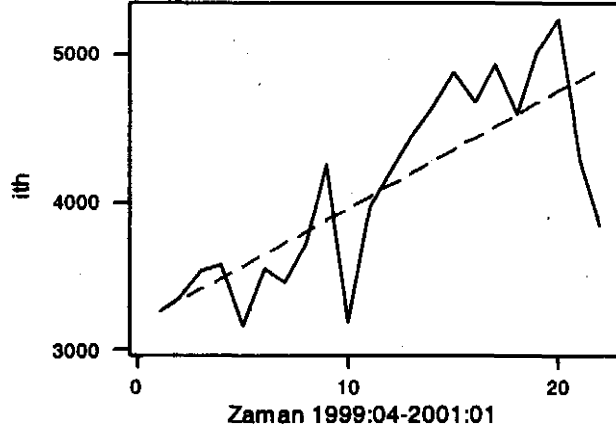
$$Y_t = 2748,34 + 34,5119 \cdot t$$



Devalüasyon Öncesi ithalat

Linear Trend Modeli

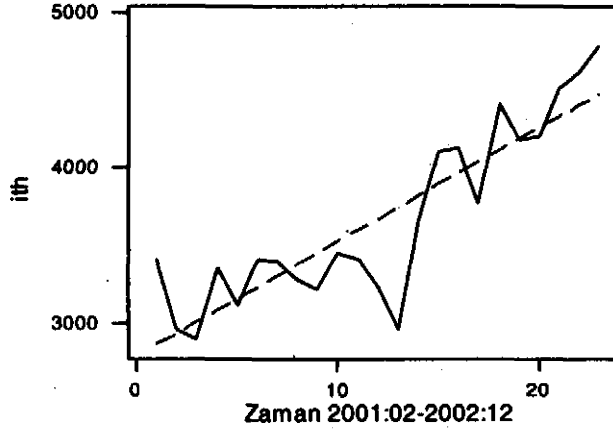
$$Y_t = 3176,40 + 78,6608 \cdot t$$



Devalüasyon Sonrası ithalat

Linear Trend Modeli

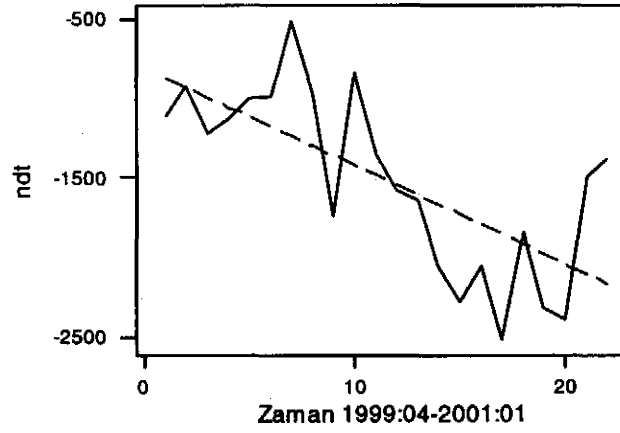
$$Y_t = 2789,02 + 73,4951 \cdot t$$



Devalüasyon Öncesi ndt

Lineer Trend Modeli

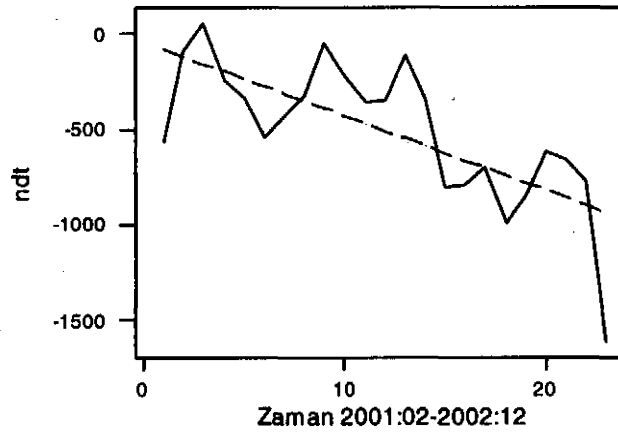
$$Y_t = -808,610 - 61,5912 \cdot t$$



Devalüasyon Sonrası ndt

Lineer Trend Modeli

$$Y_t = -40,6798 - 38,9832 \cdot t$$



Kaynakça

- Akdi, Yılmaz, **Zaman Serileri**, Bardakçılar Yayınevi, Ankara:2002,
- Alexander, Sidney S., “*Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches*”, **American Economic Review**, v.49, March:1959.
- Appleyard, Dennis R., Field, Alfred J., **International Economics**, MacGraw-Hill, 4th ed. Chicago:1995.
- Appleyard, Dennis R., Field, Alfred J., “*A Note on teaching the Marshall-Lerner Condition*”, **Journal of Economic Education**, Winter:1986.
- Argy, Victor, **International Macroeconomics Theory and Policy**, Routledge Pres, London:1994.
- Çakmak, Erol, Aksu, Hayati, Opuş, Sevda, “*Türkiye’de İthalat Talebi Esnekliklerinin Ekonometrik Analizi: 1987-2000*”, Atatürk Üniversitesi, **İİBF Dergisi**, Cilt:16, Sayı:5-6, 2002.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A., “*Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root*”, **Journal of the American Statistical Association**, v.74, 1979.
- Dornbusch, R., Fisher, S., **Macroeconomics**, MacGraw-Hill, 1990.
- Durbin, J., Watson, G. S., “*Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression*”, **Biometrika**, c.35, 1951.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J., “*Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*”, **Econometrica**, c.55, 1987.
- Granger, C. W. J., “*Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*”, **Econometrica**, July:1969.
- Gujarati, Damodar N., **Temel Ekonometri**, (Çev: Ümit Şenesen, Güley Şenesen), Literatür Yayınları, İstanbul:2001.
- Hacker, R. Scott, Hatemi, Abdulmasser, “*Is the J-Curve Effect Observable for Amal North European?*” **Open Economic Review**, v.14, 2003
- James, Ronald W., Kenen, Peter B., **Handbook of International Economics: International Monetary Economics and Finance**, Volume:2, North-Holland:1985.
- Johansen, Soren, Juselius, Katerine “*Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money*”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, c.52, 1990.
- Kenen Peter B., (edt.), **Understanding Interdependence, The Macroeconomics of the Open Economic**, “*Exchange Rates, Prices, and*

- External Adjustment in the United State and Japan*", Princeton University Press, New Jersey:1995.
- Kreinin, Mordechai E., **International Economics A Policy Approach**, Sixth Edition, Harcourt Broce Jovanovich, 1971.
- Kutlar, Aziz, **Ekonometrik Zaman Serileri**, Gazi Kitabevi, Ankara:2000.
- MacKinnon, J. G.. "*Critical Values of Cointegration Test*", ed: R.E. Eangle, C. W. J. Granger, **Long-Run Economic Relationships: Reading in Cointegration**, Chapter; 13, Oxford University Press, New York.
- Mankiw, Gregory, **Macroeconomics**, 4th ed. Worth. Publishers, New York:1997.
- Ruffin, Roy J., Gregory, Paul R., **Principle of Economics**, 4th ed. London:1990.
- Sivri, Uğur, Usta, Cem, "*Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki*", Uludağ Üniversitesi, **İİBF Dergisi**, Sayı:11.
- Unay, Cafer, **Makro Ekonomi**, Akademi Yayınları, Bursa:1983.
- Ünsal, Erdal M., **Makro İktisat**, İmaj Yayıncılık, 3. Baskı, Ankara:2000.
- Wiener, N., "*The Theory of Prediction*", ed: E. F. Beckenback, **Modern Mathematics for Engineers**, McGraw-Hill, New York:1956.
- Wilson, Peter, "*Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies-Does the J-Curve Exist for Singapore, Malasia and Korea?*", **Open Economic Review**, v.12, 2001
- Winter, L. Alan, **International Economics**, 4th ed. Routledge Press, London:1994.