

## Pe TESTİ VE TÜRKİYE İÇİN BİR UYGULAMA

A. Karun Nemlioğlu\*

### 1. GİRİŞ

Ekonometrik model yapımında ve oluşturulan modellerin mukayesesinde, şimdiye kadar kabul edilen yaklaşım, farklı matematiksel biçimlerin karşılaştırılmasının olanaksız olduğu şeklinde belirmişti. Dolayısıyla, ele alınan konu, farklı biçimlere uygun olduğu zaman, bu alternatiflerin mukayesesi olanaksız görülmekteydi. Böyle durumlarda kısmen de olsa, subjektif kriterlere başvurarak karar verilme yoluna gidiliyordu.

Oysa 1970'li yılların ortalarından itibaren gelişmeye başlayan yeni görüşlere göre, farklı matematiksel biçimlerin ve değişgenleri itibariyle denk olmayan (non-nested) modellerin farklı yöntemlerle tahmin edilen parametrelerine ilişkin sonuçların mukayesesi mümkün görülmektedir<sup>1</sup>. Bu konuda geliştirilmiş bulunan birçok test tekniğinden biri de Pe testidir. Bu test yardımıyla, farklı matematiksel biçimlere sahip modeller karşılaştırılabilir hale gelmişlerdir.

Biz bu çalışmamızda Pe testine temel oluşturan P ve J test tekniklerini ele alıp kısa bir açıklamasını yapmaya ve nihayet adı geçen testin daha iyi açıklayabilmek amacıyla, Türkiye için bir uygulamasını oluşturmaya çalıştık.

---

\* A. Karun Nemlioğlu, İ.Ü. İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü öğretim üyesidir.

1 P.J. Dhrymes "Restricted and Unrestricted reduced forms: Asymptotic distribution and relative efficiency" *Econometrica* 1973, Vol 41, s. 119.

J.A. Hausman "Specification tests in econometrics" *Econometrica* 1978, vol 46, s. 1251-1272.

E. Leamer "Specification searches" John Wiley, Pub. Inc., New York 1978.

R. Davidson and J.G. MacKinnon "Several tests for model specification in the presence of alternative hypothesis" *Econometrica* 1981, Vol 49, s. 781-793.

Konunun güncelliği ve kapsamlı veri bulabilme olanaklarını da düşünerek 1970-1990 yılları arasında Türkiye'deki para stoğu yıllık değişimleri ele alınarak açıklanılmaya çalışılmıştır.

Sonuç olarak oluşturulan alternatif modellere (doğrusal ve logaritmik biçim için) Pe testi uygulamaya çalışılmış ve bu modellerin karşılaştırması yapılmıştır.

## 2. Ekonometrik Model Yapımı ve Alternatif Model Spesifikasyonlarının İrdelenmesi

Ampirik ekonometrik araştırmalarda, model yapımı çok önemli bir aşamayı oluşturmaktadır. Model spesifikasyonunun doğru belirlenmesi.

- İlgili iktisat teorisinin doğru saptanması,
- Matematiksel biçimin doğru belirlenmesi,
- Parametrelerin, değişgenlerin ve hatapaymın spesifikasyonlarının doğru yapılması, gibi aşamaların başarılı olmasına bağlıdır<sup>2</sup>.

Bu aşamalarda ortaya çıkabilecek aksaklıklar parametrelerin sahip olması gereken özelliklerini olumsuz yönde etkileyecektir<sup>2\*</sup>. Ayrıca hatapayların dağılımıyla ilgili varsayımlardan sapmaların meydana gelmesi de zaman zaman söz konusu olacaktır<sup>3</sup>.

Ekonometrik modellerin başarısında, yukarıda belirttiğimiz aşamaların beraberce düşünülmesi, ön testlerin ve çözüm sonrası testlerin de, bu fikir doğrultusunda değerlendirilmesi, etkili olacaktır. Ele alınan olaylarla ilgili iktisat teorisi, değişgenlerin ve parametrelerin doğru spesifikasyonu konusunda önemli fikirler verecektir. Ancak, iktisat teorisinin kesin ve her olaya uygulanabilir özelliğe sahip olup olmadığı da tartışılabilir bir konudur. Dolayısıyla, modele dahil edilecek değişgenlerle ilgili tahmin edilen parametrelerin güvenilirlikleri yanında, alternatif (matematiksel) biçimlerin de test edilmesi gerekli olabilmektedir.

<sup>2</sup> Ahmet Kılıçbay, "Ekonometrinin Temelleri", İ.Ü. İktisat Fakültesi Yayın no. 464. İstanbul 1980, s. 252-262.

<sup>2\*</sup> Ahmet Kılıçbay, age., s. 229-242.

<sup>3</sup> Mehmet Genceli, "Ekonometride istatistik ilkeler", Filiz Kitabevi, İstanbul 1989, s. 19-34.  
Damordar Gujarati, "Basic econometrics", Mc Graw Hill International Editions, 2. baskı, s. 647-652.  
Varsayımlardan sapmaların sonuçları için bakınız: Ahmet Kılıçbay, s. 232, 234, 259.

Klasik ekonometrik yaklaşımlar, aynı yapıdaki modellerin karşılaştırılmasına olanak sağlar. Örneğin, iki doğrusal veya iki üstel model ancak kendi aralarında karşılaştırılabilirler. Bunun yanında aynı model için farklı tahminediciler vasıtasıyla elde edilen parametreler tahminleri karşılaştırılabilirler<sup>4</sup>. Buna rağmen, klasik yaklaşımlar, farklı biçimlerin mukayeselerini mümkün görmemektedir. Bunun temel nedenleri arasında, parametrelerin özelliklerinin farklı olması, yani doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin parametrelerinin anlamlarının farklı olması gösterilmektedir<sup>5</sup>.

Örneğin aşağıdaki iki farklı biçimde:

$$(I) \quad Y = a_0 + a_1x_1 + u$$

$$W = \beta_0 \cdot X_1^{\beta_1} \cdot e^u \quad (II)$$

$$\text{Log } W = \text{Log } B_0 + B_1 \text{Log } x_1 + u$$

(I) nolu modelin parametresi

$$a_1 = \frac{\partial Y}{\partial X} \quad \text{eğimi verilirken}$$

(II) nolu modelde  $\beta$  parametreleri

$$b_1 = \frac{\partial Y}{\partial X} \times \frac{X}{Y} \quad \text{elastikiyetleri ifade etmektedir.}$$

Dolayısıyla, bu anlam farkı  $a$  ve  $\beta$  parametrelerinin karşılaştırılmasında sorunlar yaratmaktadır. Oysa böyle iki farklı biçimdeki modelin mukayesesi Davidson ve MacKinnon yaklaşımı ile mümkün kılınmıştır.

## 2.1. Farklı Matematiksel Biçimlerin Karşılaştırılması

Farklı matematiksel biçimlere (form) göre düzenlenmiş modellerin sonuçlarının karşılaştırılması konusunda Quandt, Deaton, Pesaran, MacKinnon ve Davidson önemli çalışmalar ve aşamalar yaparak, bu görüşün

4 Nonnested modellerin karşılaştırılması konusunda Bkz. J.G. MacKinnon "Model specification tests against nonnested alternatives" *Econometric Review*, 1983. Vol. 2.  
Gregory C. Chow, "Econometrics", Mc. Graw Hill. Int. Book Comp. Singapore 1983, s. 313-317.

5 Ahmet Kılıçbay, "Ekonometrinin temelleri", s. 219-224.

benimsenmesinde önemli bir paya sahip olmuşlardır<sup>6-7</sup>

Bu çalışmada da Davidsor ve MacKinnon'un yaklaşımı temel alınmıştır<sup>8</sup>.

Bu mukayese teknikleri P ve J testleri olarak adlandırılmaktadır. Bu testler yardımıyla, farklı parametre tahmin yöntemleri vasıtasıyla tahmin edilmiş modeller yanında, denk olmayan (nonnested) modeller ve farklı matematiksel biçimlere göre düzenlenmiş modellerin ayrı ayrı mukayesesi mümkün olmaktadır. Testler alternatif modellerden birinin tercih edilmesini zorunlu kılan klasik hipotez testleri mahiyetinde değildir; yani, yapılan testler sonucunda M1 ve M2 alternatif modellerinden birinin diğerine tercih edilebileceği veya her iki modelin de red veya kabul edilebileceği sonucuna varılabilir<sup>9</sup>.

### 2.1.1. Denk olmayan (Non nested) regresyon modellerinin mukayesesi

Klasik testlerde denk (nested) modellerin testleri ele alınmaktadır. Kısacası, test edilen Ho hipotezi, alternatif hipotezin özel bir halidir. Buna rağmen değişkenleri itibariyle uyumlu, denk olmayan (nonnested) modellerle sıkça karşılaşılmaktadır. Birçok durumda iki ya da daha çok nonnested modelin mukayesesi de gerekmektedir. İlgili literatür incelendiğinde, bu gibi durumlarda testlerin Gauss-Newton Regresyonu yoluyla uygulandığı anlaşılmaktadır. Bu konudaki referanslara klasik ekolde pek sık rastlanmamakla birlikte Atkinson'un<sup>10-11</sup> ve Cox'un<sup>12</sup> bazı çalışmaları bulunmaktadır. Ayrıca Cox'un temel alan Peseran onun fikirlerini doğrusal modellere uygulamıştır<sup>13</sup>. Doğrusal olmayan regresyon modelleri için Peseran ve Deaton'un ortak bir çalışması da

6 R.E. Quandt, "A comparison of methods for testing nonnested hypothesis", *Review Economics and statistics*, 1974, Vol 56, s. 92-99.

7 M.H. Peseran and A.S. Deaton, "Testing nonnested nonlinear regression models", *Econometrica* 1979; Vol 46, s. 667-694.

8 Russel davidson, James G. Mackinnon, "Estimation and inference in econometrics" Oxford University Press inc. 1993, s. 380-386.

9 Klasik hipotez testlerinde ya esas hipotez kabul edilmekte veya kredi halinde H1 geçerli kılınmaktadır.

10 A.C. Atkinson, "A test for discriminating between models", *Biometrika* 1969, Vol 56, s. 337-347.

11 A.C. Atkinson, "A test for discriminating between models", *Journal of Royal Statistical Society* 1970, Series B Vol. 32, S. 323-353.

12 D.R. Cox, "Test of seperate families of hypotheses" *Proceeding of the fourth Berkeley Symposium on mathematical statistics and probability* 1961, s. 105-123.

13 M.H. Peseran, "Comparison of local power of alternative lest of nonnested regression models". *Econometrica* 1982, Vol 50, s. 1287-1305.

bulunmaktadır<sup>14-14\*</sup>. Davidson ve MacKinnon aritifikal (yapay dönüştürülmüş) regresyon konusunda yaptıkları çalışmalarıyla konuyu geliştirmiştir<sup>15</sup>.

Nonnested modelleri daha iyi tanımlayabilmek için iki doğrusal olmayabilen regresyon modelini ele alalım. Bu modeller aynı bağımlı değişgeni farklı iktisadi teorilere göre açıklayan modeller olsun:

$$M_1 : Y = X(\beta) + U_1 \quad E(U_1 U_1) = \sigma_1^2 I$$

$$M_2 : Y = Z(\theta) + U_2 \quad E(U_2 U_2) = \sigma_2^2 I$$

Tanım gereği Q sabit kalmak üzere  $Z(Q) = X(g(Q))$  eşitliğini sağlayacak bir g dönüştürücü matrisi (mapping) bulunmaktadır. Aynı şekilde  $\beta$  içinde,  $X(\beta) = Z(h(\beta))$  eşitliğini sağlayacak h dönüştürücü matrisi veya başka bir deyişle  $\beta$  nm Q üzerinde resmi (izi) bulunmamaktadır. Dolayısıyla bu iki model denk olmayan (nonnested) modellerdir.

Daha basit bir örnekle izah etmeye çalışalım ve aşağıdaki doğrusal modelleri ele alalım:

$$X_t(\beta) = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + U_1 \quad (1)$$

$$Z_t(a) = a_0 + a_1 X_{t1} + a_2 X_{t3} + U_2 \quad (2)$$

bu modellerden (2) nolu olanına  $X_{t2}$  değişgeni ilave edilirse, yani fonksiyon genişletilirse

$$Z_t^* = a_0 + a_1 X_{t1} + a_2 X_{t3} + a_3 X_{t2} + U_3 \quad (3)$$

yeni bir fonksiyon elde edilir.

Artık (1) nolu modelle (3) nolu model, denk (yuvalanmış, nested) olacaktır.  $(a_2)$  nin değerini sıfıra denkleştirirsek (3) nolu model (1) nolu modele

14 M.H. Peseran and A.S. Deaton "Testing non-nested nonlinear regression models" *Econometrica* 1978, s. 677-694.

14\* A.S. Deaton, "Spesification and testing in applied demand analysis", *Economic Journal* 1978, Vol. 88, s. 524-536.

15 R.Davidson and J.G. MacKinnon "Several tests for model spesification in the presence on alternative hypotheses" *Econometrica* 1981, Vol 49, s. 781-793.  
R. Davidson and J.G. MacKinnon, "Estimation and inference in econometrics", Oxford University press inc. 1993, s. 381.

dönüştürülebilir. Nonnested test uygulamanın en kolay yolu denklemleri (artificial) yapay olarak denk (nested) hale getirmektir. Bunun için mukayese edilen regresyon denklemlerinden daha genel olan birini genişletip, sonra bu modeli diğer model veya modellere karşı test edilir.

Hileli bileşik model şöyle elde edilir:

$$M_c: Y = (1-\emptyset) X (\beta) + \emptyset Z(a) + u$$

burada  $\emptyset$  parametresi M1 ve M2 yi  $M_c$  içine almak için geliştirilen bir parametredir.  $\emptyset \approx 0$  ise  $M_c$ , M1 e dönüşür;  $\emptyset = 1$  ise  $M_c$ , M2 ye dönüşür. Fakat birçok durumda (3) nolu modeldeki  $\emptyset$ ,  $\beta$ ,  $a$  parametrelerinin hepsinin ayrı ayrı tanımlanamamasından dolayı tahmin edilmeleri sorunludur.  $M_c$  modelinde bulunan 7 parametreden (3 adet  $\beta$ , 3 adet  $a$  ve  $\emptyset$ ) sadece 4 tanesi (sabit,  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_3$  için) tanımlıdır. Bu nedenle M1 test edilmek isteniyorsa, M2 altında ( $a$ ) yı tahmin edip, aynı özelliklere sahip olan (3) nolu modelde yerine koyularak tahmin yapılır ( $\hat{a}$ ), ( $a$ )nın doğrusal olmayan tahmini olsun;  $\hat{z} = z(\hat{a})$  olmak üzere

$$M_c : Y = (1 - \emptyset) x (\beta) + \emptyset \hat{z} + u \quad (4)$$

elde edilir.

$M_c$  modelinde tahmin edilecek ( $K_{1+1}$ ) parametre kalmıştır.  $H_1$ ,  $\emptyset$  ve  $\beta$  nm asimtotik olarak tanımlanabilir olması kaydıyla, denk olmayan (nonnested) M1 ve M2 modelleri test edilebilir.

M1 in testinde  $H_0$  temel hipotezimiz  $\emptyset = 0$  olup, standart t testi yapılabilmektedir<sup>16</sup>. J testi olarak adlandırılan bu test 4 nolu formülün doğrusal olmayan en küçük kareler (NLS) tahminlerinde de  $\emptyset = 0$  için standart t testi kullanılır. J testi olarak adlandırılmasının nedeni ise,  $\beta$  ve  $\emptyset$  nm eklemlili (jointly) olmasıdır.

Alternatif olarak  $x(\beta)$  doğrusal olmayan bir biçim ise Gauss Newton Regresyonu yardımıyla P testi uygulanır.

$$y - \hat{x} = \hat{X}b + a(\hat{z} - \hat{x}) + \text{artıklar}$$

burada  $\hat{x} = x(\hat{\beta})$  tahmin vektörü,  $\hat{X} = X(\hat{\beta})$  matrisi olup,  $x(\hat{\beta})$  nm beklenen  $\hat{\beta}$  (NLS) ya göre türevidir ve ( $n \times K_1$ ) boyutlu bir matristir. M1 altında  $\beta$  nm NLS

16 R. Davidson and J.G. MacKinnon, "Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses", *Econometrica* 1981, Vol. 49, s. 781-793.

tahminleri  $\beta$  olur. Hc de  $\emptyset = 0$  ve  $\beta = \hat{\beta}$  olması beklenir. M1 altında Gauss Newton regresyonunda genel olarak J ve P testleri asimtotik olarak denktir.

M2 nin Mc ye karşı testi için J testi:

$$Y = (1 - \emptyset) z(a) + \emptyset \hat{X} + u \quad (5)$$

fonksiyonu kullanılır. P testi için ise

$$y - \hat{z} = \hat{z}c + p(\hat{x} - \hat{z}) + \text{artıklar} \quad (6)$$

formülünü kullanılır.

M1 ve M2 için ayrı ayrı uygulanıp çeşitli varsayımlar altında mukayese sağlanabilir. Mukayesenin özü, farklı değişgen grupları içeren model spesifikasyonları veya farklı tahmin yöntemleriyle yapılmış parametre tahminlerini içeren denk olmayan (nonnested) modellerin mukayesesidir.

M1 altında  $\emptyset = 0$  in red edilmesi alternatif modelin de hatalar üzerinde etkisi olduğunu yani  $H_0$  modelinin tek başına ilişkiyi belirleyemediğini, dolayısıyla M1 modelinin zayıf olduğunu ve red edilmesi gerektiğini gösterir. Ancak bu M1 modelinin güçlü olduğunu kabul etmek için yeterli değildir. Bu nedenle M2 de test edilmelidir. Test sonucunda, M2 de yetersiz bulunup red edilebilir veya M1 ve M2 modellerinin her ikisi birden modellerinden ikisi birden güçlü (uygun bulunup kabul edilebilir.

Küçük örnekler için P ve J testine alternatif olarak Amemiya<sup>17</sup> Leamer<sup>18</sup>, Pollakve Wales<sup>19</sup> tarafından yapılmış çalışmalar sayılabilir.

$$Y = Xb + \emptyset Pzy + \text{hata payı} \quad (7)$$

$$P(z) = Z(Z'Z)^{-1} Z'$$

$b = (1 - \emptyset) \beta$  olmak üzere küçük örnekleri için  $(\theta)$  nın NLS tahmini y yerine  $\hat{x}$  konularak

$$\{x - z(\theta)\}' \{x - z(\theta)\}$$

17 T. Amemiya, "Selection of regressors", *International Economic Review* 1980, Vol. 21, s. 331-354.

18 E.E. Leamer, "Model choice and spesification analysis", *Handbook of Econometrics* 5. bölüm, Vol. I, editor Z. Griliches and M.D. Intriligator Nort Holland, Amsterdam 1983.

19 R.A. Pollak and T.J. Wales "The likelihood dominance criterion: a new approach to model selection" *Journal of Econometrics* 1991, Vol 47, s. 227-242.

den olayı

$$y = x\beta + \epsilon \quad (8)$$

bu Ja testidir. Benzer olarak doğrusal olmayan formlarda çeşitli parametre tahmin yöntemleri için Pa testi oluşturulur.

Buraya kadar görülen P ve J testleri farklı parametre tahminleri içeren denk olmayan (nonnested) modellerin spesifikasyon testi mahiyetindedir<sup>20-21</sup>.

Daha karmaşık olmasına rağmen Pa ve Ja testleri, zaman zaman P ve J testlerine göre daha az güçlüdür.

### 2.1.2. Farklı biçimlerin karşılaştırılması

Birçok durumda bağımlı değişgenin değerinin pozitif olması dolayısıyla değişgenlerin asli veya logaritmik değerleri kullanılabilir. İşte model seçiminde, logaritmik veya doğrusal modele karar vermek için, daha önceki bölümde ele alınan J ve P testlerinin özel bir şekli kullanılabilir. Yani, klasik ekonometrik yaklaşımdan farklı olarak, J ve P testleri, üstel (logaritmik) veya doğrusal spesifikasyonların mukayesesinde kullanılabilir.

Parametreleri doğrusal olan iki model ele alalım:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i X_{ti} + \sum_{j=1}^l \gamma_j X_{tj} + u_t; u_t \sim \text{NID}(0; \sigma^2) \quad (9)$$

$$\log y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i \log X_{ti} + \sum_{j=1}^l \gamma_j X_{tj} + u_t; u_t \sim \text{NID}(0; \sigma^2) \quad (10)$$

MacKinnon bu notasyonun klasik Box-Cox modeliyle aynı olduğunu belirtmektedir<sup>22</sup>. Birçok test klasik Box-Cox modelini temel almaktadır ve (Lagrange Multiplier). Lagrange çarpanı vasıtasıyla spesifikasyon testi

20 G.R. Fisher and M.McAleer, "Alternative procedures and associated test of significance for non-nested hypotheses" *Journal of Econometrics* 1981, Vol. 16, s. 103-119.

21 L.G. Godfrey, "Testing non-nested models after estimation by instrumental variables or least squares" *Econometrica* 1983, Vol 51, s. 355-365.

22 R. Davidson and J.G. MacKinnon, "Estimation and inference in econometrics" Oxford University Press, New York 1993, s. 502.



oluşturmaktadır<sup>23-24</sup>.

$$B(y_t, \lambda) = \sum_{i=1}^k \beta_i B(X_{ti}, \lambda) + \sum_{j=1}^l \gamma_j Z_{tj} + u_t ; \text{NID}(0; \sigma^2) \quad (i i)$$

Formül (9) da Ho hipotezi test edilirken  $\lambda = 1$  dir. Bu modelin çözümünde gerekli olan  $U_t$  ve  $\sigma^2$  lerin tahmini ML (en çok benzerlik veya maksimum olasılık) metoduyla yapılır. Oldukça uzun ve zahmetli bir dönüşümden sonra ortaya çıkarılan regresyon değişkenleri t dağılımına uyduğundan standart t testi uygulanır.

Doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin karşılaştırılmasında kabul edilen diğer yaklaşım Davidson ve MacKinnon'un yaklaşımıdır.

Tarafımızdan da daha uygulanabilir bulunan bu yaklaşıma göre karşılaştırılacak doğrusal ve logaritmik modeller aşağıdaki gibi belirlenmiş olsun:

$$M_1: y_t = X_t (\beta) + u_{it} \quad u_{iz} \sim \text{NID}(0; \sigma^2) \quad (12)$$

$$M_2: \log y_t = Z_t (\gamma) + u_{zt} \quad u_{zt} \sim \text{NID}(0; \sigma_2^2) \quad (13)$$

Ele alınan bu modellere J veya P testleri uygulanabilir. 1 testi ML tahminleri vasıtasıyla  $M_c'$  ve  $M_c''$  için DLR (Double Length Artificial Regression) vasıtasıyla yapılabilir<sup>25</sup>. Eğer regresyon değişkenlerine dönüşüm uygulayarak bu farklı kalıptaki denk olmayan (non-nested) modelleri Gauss - Newton regresyonuna çevirirsek  $M_1$  modeli için  $P_E$  testi

$$y - x = Xb + a(z - \log x) + \text{artıklar} \quad (14)$$

ve  $M_2$  modeli için P testi

$$\log y - z = Zc + d(x - \exp z) + \text{artıklar} \quad (15)$$

burada a ve d parametreleri için standart t testi uygulanır.  $M_1$  için  $a = 0$ ;  $M_2$

23 G.E.P. Box and D.R.Cox "An analysis of transformation" Journal of the Royal Statistical Society, 1964, Series B vol 26, s. 211-252

24 W.K. Newey and K.D.West "Hypotheses testing with efficient method of moment estimators" International Economic Review, 1987 vol 28, s. 777-787.

25 R. Davidson and J.G. MacKinnon "Estimation and inference in econometrics" Oxford Univ. Press, New York 1993, s. 506.

26  $(Y - \hat{Y}) = u$ ; nun model değişkenleriyle açıklanıp açıklanamayacağını araştırmak regresyonun temel şartı olan hata yapı vektörüyle X data matrisinin, yani bağımsız değişkenlerin, ortogonal olma şartının irdelenmesidir.

için  $d = 0$  test edilir<sup>26</sup>.

### 3. Pe testinin para stoğu modeline uygulaması

Çalışmamızın bundan önceki bölümlerinde ele aldığımız Pe testinin uygulanışını daha iyi açıklayabilmek amacıyla, Türkiye’de 1970-1990 yılları arasında para stoğu (M1) de meydana çıkan yıllık değişimleri farklı matematiksel biçimler ile açıklamaya çalıştık.

Model çalışmamızda, M1 değişkenini esas almamızın temel nedeni, bu değişgenin yapısı itibariyle farklı matematik biçimlere ve model spesifikasyonlarına uygun olabilmesidir. M1 para stoğu yada para talebinin doğrusal mı, yoksa logaritmik (üstel) değişim mi izlediği bu iki modelin mukayesesi sonucu belirlenecektir. Ayrıca, M1 reel değerleriyle değil, cari değerleriyle ele alınmıştır. Bunun nedeni reelleştirme işlemini yapacak serinin ekonominin tüm katmanlarının yapısal özelliklerini yansıttığındaki zorluklardır. Ayrıca reelleştirme işlemi sonucu, serinin ikili yapısının bozulması ihtimali de gözardı edilemez. Reelleştirme işleminde kullanılacak serinin oluşturulmasında meydana gelebilecek bir hata, model spesifikasyonunun olumsuz yönde etkileyerek, başarısız modelin red edilmemesi ihtimalini de arttırabilecektir.

Araştırmamızda kullandığımızı değişgenler ve kaynaklar aşağıda sıralamıştık:

|        |                                       |
|--------|---------------------------------------|
| M1     | Para Stoğu <sup>27</sup>              |
| DBDOLY | Dış Borçlar (Dolar ile) <sup>28</sup> |

$X_j^T(Y - \hat{Y}) = 0$  şartı araştırılmaktadır. Modelde herhangi bir şekil şartı bozukluğu, spesifikasyon hatası yoksa bu şart yerine gelecektir. Regresyon denklemi 14 ve 15 deki diğer değişgenler ise  $H_0$  hipotezinin geçerli olup olmadığının testi için geçerlidir. Yani alternatif model tahminleriyle  $H_0$  hipotezinde belirlenen tahminlerin farkının hata payı üzerindeki etkisi  $a$  ve  $d$  parametreleri vasıtasıyla test edilmektedir. Dolayısıyla ele alınan modellerin, alternatif modellere karşı gücü (yeterliliği) bu parametreler vasıtasıyla test edilir.

$(Y - \hat{Y})^T (\hat{Y} - \tilde{Y}) = 0$  ise yani hata payı vektörü alternatif tahminlerin farkları vektörüne ortogonal ise  $a$  veya  $d$  parametresinin sıfır olması beklenir. Dolayısıyla hipotezde ele alınan temel regresyon denkleminin yeterli olduğu kanısına varılır.

27 TCMB Üç Aylık Bülten, 1987 - 11 Nisan / Haziran, Ankara, s. 32.  
TCMB Üç Aylık Bülten, 1991 - 1 Ocak / Mart, s. 266.  
TCMB Üç Aylık Bülten, 1991 - III Temmuz / Eylül, s. 224.  
TCMB Üç Aylık Bülten, 1991 - III, s. 191.

28 D.İ.E. Aylık İstatistik Bülteni, 1990-VII-VIII.  
D.İ.E. Aylık İstatistik Bülteni, 1990-VIII-X, s. 77.

|      |   |
|------|---|
| ITOS | (1968=100) İstanbul Ticaret Odası Toptan Eşya Fiyatları İndeksi <sup>29</sup> |
| KURD | Dolar Kuru <sup>30</sup>  |
| MBTK | Merkez Bankası Toplam Kredileri <sup>31</sup>                                 |
| TIBB | Toplam İç Borçlar (bütçeden) <sup>32</sup>                                    |
| T    | Zaman   |
| DW   | Düzenleyici değişgen  |

Tablo I. Model Çözümlerinde Kullanılan Değişgenlere Ait Veriler

| obs  | DBDÖLY   | ITOS     | KURD     | MBTK      | TIBB       | DW       |
|------|----------|----------|----------|-----------|------------|----------|
| 1970 | 1928.700 | 118.6000 | 15.15000 | 14.67200  | 17.42400   | 0.000000 |
| 1971 | 2209.700 | 138.7000 | 14.30000 | 15.18900  | 20.94600   | 0.000000 |
| 1972 | 2300.400 | 160.2000 | 14.30000 | 15.78700  | 23.85600   | 0.000000 |
| 1973 | 2654.200 | 193.9000 | 14.28000 | 19.89300  | 26.73300   | 0.000000 |
| 1974 | 2901.100 | 246.0000 | 14.13000 | 30.98200  | 28.10600   | 0.000000 |
| 1975 | 3012.300 | 274.0000 | 15.30000 | 44.13900  | 48.01300   | 0.000000 |
| 1976 | 3822.100 | 321.5000 | 16.83000 | 70.08000  | 70.63900   | 0.000000 |
| 1977 | 4409.900 | 413.3000 | 19.64000 | 96.86800  | 98.25800   | 0.000000 |
| 1978 | 6125.000 | 634.6000 | 25.50000 | 114.25800 | 118.45700  | 0.000000 |
| 1979 | 9251.000 | 1111.500 | 35.70000 | 145.4000  | 192.45200  | 1.000000 |
| 1980 | 11372.00 | 2115.200 | 91.04000 | 177.0000  | 245.84500  | 1.000000 |
| 1981 | 16861.00 | 2836.500 | 124.5500 | 242.2000  | 304.73600  | 1.000000 |
| 1982 | 17619.00 | 3613.700 | 188.6000 | 345.4000  | 777.75100  | 1.000000 |
| 1983 | 18271.00 | 4528.700 | 285.6000 | 428.1000  | 1229.95400 | 0.000000 |
| 1984 | 20359.00 | 6778.100 | 446.3700 | 535.0000  | 1899.27100 | 0.000000 |
| 1985 | 25476.00 | 9606.200 | 579.7100 | 646.0000  | 3761.16400 | 0.000000 |
| 1986 | 32101.00 | 12251.90 | 759.6300 | 1047.400  | 8754.41300 | 0.000000 |
| 1987 | 40228.00 | 17064.70 | 1023.440 | 1465.300  | 17219.00   | 1.000000 |
| 1988 | 60772.00 | 27443.60 | 1816.250 | 2734.400  | 28458.00   | 0.000000 |
| 1989 | 41021.00 | 45251.40 | 2316.000 | 4592.700  | 42012.00   | 1.000000 |
| 1990 | 49036.00 | 67731.20 | 2933.000 | 6960.400  | 55376.00   | 0.000000 |

29 İ.T.O. Fiyat İndeksleri, 1994 Şubat, İstanbul, s. 16-17.

30 TCMB Üç Aylık Bülten, 1991-III, s. 96.

31 TCMB Üç Aylık Bülten, 1987-II, s. 30.

TCMB Üç Aylık Bülten, 1987-III, s. 222.

32 TCMB Bültenleri, DİE yıllıkları ve Türkiye 90, Ekonomik ve Sosyal Göstergeler; İTO, İstanbul, s. 53.

### 3.1. Doğrusal Biçime Uygun Modeller

Uygulamanın amacı, Türkiye için genel bir para talebi (para stoğu) modeli oluşturmaktan çok, farklı matematiksel biçimlere uygun olarak oluşturulacak modellerin test edilmesi olarak belirlenmiştir. Model çözümlerinde TSP 7.0 paket programı kullanılmıştır.

Değişkenler arası korelasyon ve kovaryanslar da dikkate alınarak, adım adım regresyon yöntemi izlenmiştir.

Öncelikle, cari değerlerle çalışıldığı için, zaman etkisi (trend faktörü) modele dahil edilmiştir. Ayrıca, doğrusal modeller oluşturulurken Türkiye'de 1980-1983 askeri döneminin özelliği ve 1987 ve 1989 seçim yılları olması nedeniyle uygulanan seçim ekonomisi de dikkate alınarak, bu yıllar için DW adlı bir düzenleyici değişgen oluşturulmuştur. Bu dönemlerin çok kısa olması ve serinin tamamına dağılmış olması nedeniyle, dönemler arası yapısal farklılıkları test etmek üzere bir yapısal analiz uygulanamamıştır. Yine de, bu dönemlerde tahminlerin olumsuz yönde etkileyeceği düşünülerek, regresyon doğrusunun bu dönemlerde kesintiye uğratılması, alternatif bir metod olarak benimsenmiştir. 1980, 1981, 1982, 1983, 1987, 1989 verilerinin kabul edilemez veri niteliğinde olmadıkları da anlaşılmıştır.

İlk olarak:

$$M_1 = B_0 + B_1 (DBDOLY) + B_2 (ITOS) + B_3 (KURD) + B_4 (MBTK) + B_5 (TIBB) + B_6 T + u$$

modeli denenmiş ve MBTK ve T değişgenlerine ait  $\beta$  ve  $\beta$  parametrelerine ait (t) istatistiklerinin değerlendirilmesi sonucu bu değişgenler model dışı bırakılmıştır.



Tablo 3. Doğrusal Model 2'ye Ait Çözümler

LS // Dependent Variable is M1  
Date: 4-12-1974 / Time: 12:07  
SMPL range: 1970 - 1990  
Number of observations: 21

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT.    | 2-TAIL SIG. |
|----------|-------------|------------|------------|-------------|
| C        | -209.43049  | 103.93150  | -1.9128830 | 0.074       |
| DBDOLY   | 0.0255213   | 0.0123852  | 4.1556975  | 0.001       |
| ITOS     | 0.5132554   | 0.02297561 | 19.280365  | 0.000       |
| KURD     | -5.6531516  | 0.9117997  | -6.2054763 | 0.000       |
| TIBB     | 0.1976226   | 0.0435977  | 4.3036410  | 0.001       |

  

|                    |           |                       |           |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|
| R-squared          | 0.998972  | Mean of dependent var | 4239.905  |
| Adjusted R-squared | 0.998715  | S.D. of dependent var | 7903.541  |
| S.E. of regression | 283.2948  | Sum of squared resid  | 1284095.6 |
| Durbin-Watson stat | 1.540010  | F-statistic           | 3537.671  |
| Log likelihood     | -145.5157 |                       |           |

  

| RESIDUAL | PREDICT | ABS. RESIDUAL | ACTUAL | FITTED   |         |          |
|----------|---------|---------------|--------|----------|---------|----------|
|          |         |               | 1970   | 154.983  | 35.2560 | -120.832 |
|          |         |               | 1971   | 138.783  | 42.8220 | -95.134  |
|          |         |               | 1972   | 125.304  | 52.8710 | -72.4133 |
|          |         |               | 1973   | 104.322  | 65.8020 | -38.520  |
|          |         |               | 1974   | 81.2747  | 83.6990 | 7.42420  |
|          |         |               | 1975   | 92.4502  | 117.639 | 25.1889  |
|          |         |               | 1976   | 59.2639  | 150.332 | 91.0681  |
|          |         |               | 1977   | 50.2370  | 209.119 | 158.882  |
|          |         |               | 1978   | -52.4340 | 233.575 | 342.319  |
|          |         |               | 1979   | -252.333 | 467.700 | 720.033  |
|          |         |               | 1980   | -313.797 | 733.500 | 1052.30  |
|          |         |               | 1981   | -442.143 | 1051.30 | 1533.45  |
|          |         |               | 1983   | -319.713 | 1407.00 | 1726.72  |
|          |         |               | 1983   | 252.717  | 2083.90 | 1531.19  |
|          |         |               | 1984   | 219.104  | 2447.60 | 2228.50  |
|          |         |               | 1985   | -170.594 | 3420.00 | 3590.59  |
|          |         |               | 1986   | 115.045  | 5357.40 | 5243.35  |
|          |         |               | 1987   | 413.559  | 8632.30 | 8269.74  |
|          |         |               | 1989   | 63.9581  | 11311.5 | 11247.5  |
|          |         |               | 1989   | -575.145 | 19560.1 | 20135.2  |
|          |         |               | 1990   | 266.356  | 21398.7 | 21132.4  |

## Denediğimiz Üçüncü Model (NİHAİ MODEL 1)

$$M1 = B0 + B (DBDOLY) + B1 (ITOS) + B2 (KURD) + B1 (TIBB) + B3 (DW) + u$$

Modele ilişkin çıktı incelendiğinde, önceki modelden daha başarılı olduğu görülmüştür. Ayrıca bu modelde otokorelasyon için Durbin Watson testi yaptığımızda (sd.21, k=5 için du=0.83 ;dl=1.96) dl<d=2.064 < (4-dl)

olduğu için, birinci mertebeden otokorelasyonunu bulunmadığı kabul edilmiştir.

Parametlere için ayrı ayrı t-testi uyguladığımızda (t=2.131) tüm parametrelerin istatistiklerinin tablo değerinden yüksek olduğu görülmüş ve parametlerin hepsinin güvenilir olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca değişkenlerin grup halinde başarısızlığı testi için F istatistiğine başvurulmuştur (F tablo 2.90)

$$F_{hesap} > F_{tablo}$$

olması nedeniyle sabit parametre dışındaki parametrlerni anlamlı olduğu sonucuna vardır. Yani Nihai model 1 de yer alan değişgenler M1 deki değişimin % 99.9 unu başarıyla açıklamaktadır.

Tablo 4. Doğrusal Model 3 (Nihai Model 1) e Ait çözümler

| LS // Dependent Variable is M1 |             |                       |            |             |
|--------------------------------|-------------|-----------------------|------------|-------------|
| Date: 4-12-1984 / Time: 12:10  |             |                       |            |             |
| SMPL range: 1970 - 1990        |             |                       |            |             |
| Number of observations: 21     |             |                       |            |             |
| VARIABLE                       | COEFFICIENT | STD. ERROR            | T-STAT.    | 2-TAIL SIG. |
| C                              | -809.09695  | 60.222620             | -3.4720998 | 0.003       |
| DBDOLY                         | 0.0956357   | 0.0098520             | 9.7032021  | 0.000       |
| ITOS                           | 0.5063373   | 0.0149624             | 33.840599  | 0.000       |
| KURD                           | -7.9075492  | 0.6241597             | -12.669112 | 0.000       |
| TIBB                           | 0.2845717   | 0.0288543             | 9.8623625  | 0.000       |
| DW                             | -615.01925  | 100.53484             | -5.1113952 | 0.000       |
| R-squared                      | 0.999705    | Mean of dependent var | 4238.905   |             |
| Adjusted R-squared             | 0.999607    | S.D. of dependent var | 7903.541   |             |
| S.E. of regression             | 156.6188    | Sum of squared resid  | 367941.5   |             |
| Durbin-Watson stat             | 2.064217    | F-statistic           | 10183.28   |             |
| Lpg likelihood                 | -132.3949   |                       |            |             |
| Covariance Matrix              |             |                       |            |             |
| C,C                            | 3524.764    | C,DBDOLY              | -0.269570  |             |
| C,ITOS                         | -0.141861   | C,KURD                | 7.769692   |             |
| C,TIBB                         | -0.094753   | C,DW                  | 10.18063   |             |
| DBDOLY,DBDOLY                  | 7.710-05    | DBDOLY,ITOS           | 2.260-07   |             |
| DBDOLY,KURD                    | -0.005457   | DBDOLY,TIBB           | 0.000211   |             |
| DBDOLY,DW                      | -0.642274   | ITOS,ITOS             | 0.000224   |             |
| ITOS,KURD                      | -0.001255   | ITOS,TIBB             | -0.000182  |             |
| ITOS,DW                        | 0.114403    | KURD,KURD             | 0.389575   |             |
| KURD,TIBB                      | -0.014927   | KURD,DW               | 37.04028   |             |
| TIBB,TIBB                      | 0.000833    | TIBB,DW               | -1.566228  |             |
| DW,DW                          | 10127.37    |                       |            |             |
| Residual Plot                  |             |                       |            |             |
|                                | obs         | RESIDUAL              | ACTUAL     | FITTED      |
|                                | 1970        | 114.692               | 35.2360    | -79.4357    |
|                                | 1971        | 78.2830               | 43.6220    | -34.6610    |
|                                | 1972        | 67.1435               | 52.8910    | -18.2725    |
|                                | 1973        | 22.1991               | 69.8030    | 37.5039     |
|                                | 1974        | -0.47439              | 88.6990    | 89.1734     |
|                                | 1975        | 7.24033               | 117.639    | 110.399     |
|                                | 1976        | -55.0537              | 150.382    | 206.236     |
|                                | 1977        | -62.068               | 209.119    | 291.726     |
|                                | 1978        | -246.661              | 283.595    | 530.256     |
|                                | 1979        | 71.7752               | 447.700    | 395.927     |
|                                | 1980        | 53.8954               | 728.560    | 684.610     |
|                                | 1981        | -209.832              | 1091.30    | 1301.13     |
|                                | 1982        | -197.2937             | 1407.00    | 1426.29     |
|                                | 1983        | 87.4770               | 2083.90    | 1996.42     |
|                                | 1984        | 302.671               | 2447.60    | 2144.93     |
|                                | 1985        | -157.534              | 3420.00    | 3577.53     |
|                                | 1986        | -191.165              | 4357.40    | 3548.55     |
|                                | 1987        | 211.544               | 5682.30    | 3470.76     |
|                                | 1988        | -7.48464              | 7131.15    | 11319.0     |
|                                | 1989        | -108.082              | 19560.1    | 19668.8     |
|                                | 1990        | 52.0429               | 31998.7    | 31944.7     |

### 3.2. Logaritmik biçime uygun modeller

Alternatif olarak M1 para stoğu tam logaritmik biçimde ele alınmış ve log-doğrusal biçim uygulanmıştır.

Adım adım regersoyun uygulamasının ilk adımı

$$\text{Log M1} = \text{Log } \beta_0 + \beta_1 \text{ Log T} + \beta_2 \text{ Log TIBB} + u$$

modeli denenmiş, parametreleri başarılı bulunmuştur.

Tablo 5. Logaritmik Model 1 e Ait Çözümler

```

LS // Dependent Variable is LN1
Date: 4-15-1994 / Time: 13:11
SMPL range: 1970 - 1990
Number of observations: 21
=====
      VARIABLE      COEFFICIENT      STD. ERROR      T-STAT.      2-TAIL SIG.
=====
          C          1.5114224          0.1177115          12.844337          0.000
          LT          0.5124492          0.0985972          5.1974032          0.000
          LTIBB      0.6420762          0.0295581          21.721904          0.000
=====
R-squared              0.992052      Mean of dependent var    6.600554
Adjusted R-squared    0.992261      S.D. of dependent var   2.127537
S.E. of regression    0.166334      Sum of squared resid    0.628325
Durbin-Watson stat    0.728227      F-statistic              1253.196
Log likelihood         7.047098
=====

```

Yukarıdaki çıktıda Log T=LT; Log TIBB=LTIBB olarak ifade edilmiştir.

Modelin genişletilmesinin daha uygun olabileceği düşünülerek ikinci bir logaritmik model denenmiştir.

$$\text{Log M1} = \text{Log } \beta_0 + \beta_1 \text{ Log T} + \beta_2 \text{ Log TIBB} + \beta_3 \text{ Log MBTK} + u$$

Bu ikinci modele ilişkin çıktılar incelendiğinde, değişkenleri itibarıyla doğrusal modele daha yakın bir modeldir. Üzeride çalışılan bu iki numaralı logaritmik model nihai model 2 olarak adlandırılmıştır.

$$\text{LM1} = \text{Log } \beta_0 + \beta_1 \text{ LT} + \beta_2 \text{ LTIBB} + \beta_3 \text{ LMBTK} + u$$

Bu modele ilişkin bulgu değerlendirmeler şöyledir:



Pe TESTİ VE TÜRKİYE İÇİN BİR UYGULAMA

Tablo 6. Logaritmik Model 2 (Nihai Model II) ye Atı Çözümler

LS // Dependent Variable is LM1  
 Date: 4-12-1994 / Time: 12:12  
 SMPL range: 1970 - 1990  
 Number of observations: 21

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT.   | 2-TAIL SIG. |
|----------|-------------|------------|-----------|-------------|
| C        | 1.1375774   | 0.1599524  | 7.4245659 | 0.000       |
| LT       | 0.3121021   | 0.1144454  | 2.7270821 | 0.014       |
| LTISB    | 0.40678E5   | 0.0929341  | 4.3771076 | 0.000       |
| LMSTK    | 0.4136505   | 0.1582053  | 2.6337961 | 0.017       |

|                    |          |                       |          |
|--------------------|----------|-----------------------|----------|
| R-squared          | 0.995073 | Mean of dependent var | 6.600584 |
| Adjusted R-squared | 0.994203 | S.D. of dependent var | 2.127937 |
| S.E. of regression | 0.152016 | Sum of squared resid  | 0.445237 |
| Durbin-Watson stat | 0.697000 | F-statistic           | 1144.364 |
| Log likelihood     | 10.64227 |                       |          |

Covariance Matrix:

|             |           |             |           |
|-------------|-----------|-------------|-----------|
| C,C         | 0.025535  | C,LT        | 0.015193  |
| C,LTISB     | 0.010977  | C,LMSTK     | -0.019483 |
| LT,LT       | 0.013093  | LT,LTISB    | 0.004922  |
| LT,LMSTK    | -0.012023 | LTISB,LMSTK | 0.002637  |
| LTISB,LMSTK | -0.014192 | LMSTK,LMSTK | 0.025029  |

| Residual Plot |   |  |   | obs | RESIDUAL | ACTUAL   | FITTED  |         |
|---------------|---|--|---|-----|----------|----------|---------|---------|
|               | : |  | * |     | 1970     | 0.09333  | 3.58224 | 3.4888  |
|               | : |  | * |     | 1971     | 0.00063  | 3.77553 | 3.77493 |
|               | : |  | * |     | 1972     | -0.00225 | 3.95233 | 3.97046 |
|               | : |  | * |     | 1973     | 0.04276  | 4.24528 | 4.23292 |
|               | : |  | * |     | 1974     | 0.00771  | 4.42525 | 4.47259 |
|               | : |  | * |     | 1975     | -0.13213 | 4.72722 | 4.87775 |
|               | * |  | : |     | 1976     | -0.28437 | 5.01318 | 5.29755 |
|               | * |  | : |     | 1977     | 0.22179  | 5.34233 | 5.23555 |
|               | * |  | : |     | 1978     | -0.14351 | 5.64735 | 5.79106 |
|               | : |  | * |     | 1979     | 0.02671  | 6.14723 | 6.12112 |
|               | : |  | : |     | 1980     | 0.27234  | 6.50442 | 6.33198 |
|               | : |  | : |     | 1981     | 0.20757  | 6.99512 | 6.78756 |
|               | : |  | * |     | 1982     | 0.10770  | 7.24922 | 7.14152 |
|               | : |  | * |     | 1983     | 0.19278  | 7.64200 | 7.44322 |
|               | : |  | * |     | 1984     | 0.12917  | 7.90286 | 7.67369 |
|               | : |  | * |     | 1985     | 0.03740  | 8.13740 | 8.07799 |
|               | : |  | * |     | 1986     | -0.07571 | 8.58623 | 8.66195 |
|               | : |  | * |     | 1987     | -0.02581 | 9.05904 | 9.09486 |
|               | * |  | : |     | 1988     | 0.24248  | 9.33358 | 9.57605 |
|               | : |  | * |     | 1989     | -0.08534 | 9.83125 | 9.96458 |
|               | : |  | * |     | 1990     | -0.08697 | 10.3545 | 10.2676 |

İki nolü nihai modelin parametreleri teker teker incelendiğinde (%5 haat, 17 sd için  $t=2.11$ ) tüm parametrelere ilişkin ( $t$ ) istatistiklerinin tablo değeriinden büyük olduđu görölür, dolayısıyla tüm parametler ayrı ayrı başarılı bulunr. Ayrıca, tüm parametrelerin bir grup halinde testi F istatistiđi yardımıyla yapılr ve c sabit parametre dışındaki deđişgenlere ait parametrelerin grup halinde başarılı oldukları, modelin LM1 serisindeki (yıllık) deđişimlerin % 99.5 ini açıkyadıđı kabul edilir.

Ancak modeldeki birinci mertebeden otokorelasyon bulunup bulunmadıđını anlamak için Durbin Watson testi uygulandıđında:

$$d_l = 1.026 \text{ ve } d_u = 1.669 \text{ olarak bulunmuştur}^{33}.$$

$d$  hesap  $< d$  tablo olması nedeniyle modelde birinci mertebeden pozitif otokorelasyonun varlıđı kabul edilmiştir.

Bu model  $P_e$  testi için kabul edilebilir nitelikte olmasına rađmen, tahmin için kullanılacak modellerde otokorelasyonun giderilmesi gerektiđi açıkça görölmektedir.

Modeldeki otokorelasyonun giderilmesi için Thail Nagar istatistiđine bađ vurularak otokorelasyon katsayısı ( $\hat{\rho}$ ) 0.72 olarak tahmin edilip gerekli dönüřimler yapılarak DLM1 ; DLT; DLTIBB; DLMBTK deđişgenleri hesap edilmiştir.<sup>34</sup>.

Hesaplanan yeni deđişgenler yardımıyla Nihai model 3 çözülmüş ve otokorelasyonun giderildiđi görölmüştür. Ancak Nihai model3  $P_e$  testi için kullanılamamaktadır. Çünkü bu testin uygulanabilmesi için bađımlı deđişgenin her iki seride de aym tamma sahip olması gerekmektedir.

Eđer testler sonucu logaritmik biçimin geçerli olduđu kabul edilirse gelecek tahminleri için Nihai model 3 kullanılmalıdır.

33 Mehmet Genceli, a.g.e., s. 509-511, 595.

34 Gujarati "Econometrics", s. 392.  
Thail Nagar istatistiđi:

$$\hat{\rho} = \frac{n^2 (1 - d/2) + k^2}{n^2 - k^2}$$

Tablo 7. Logaritmik Model 3 (Nihai Model III) e Ait Çözümler

Dependent Variable is DLM1  
 Date: 4-01-1994 / Time: 12:01  
 Model range: 1971 - 1990  
 Number of observations: 20

| VARIABLE             | COEFFICIENT | STD. ERROR            | T-STAT.    | 2-TAIL SIG. |
|----------------------|-------------|-----------------------|------------|-------------|
| C                    | -0.4839879  | 0.5192796             | -0.9512948 | 0.3554      |
| DLT                  | 1.8492272   | 0.9893766             | 1.8709743  | 0.0798      |
| DLTIBB               | 0.2154894   | 0.1463752             | 1.4721720  | 0.1604      |
| DLMBTK               | 0.4604711   | 0.1528267             | 3.0120283  | 0.0083      |
| R-squared            | 0.970927    | Mean of dependent var | 2.135203   |             |
| Adjusted R-squared   | 0.965476    | S.D. of dependent var | 0.430313   |             |
| S.E. of regression   | 0.117116    | Sum of squared resid  | 0.219457   |             |
| Log Likelihood       | 16.79453    | Region                | 1          |             |
| Number of iterations | 1           |                       |            |             |

| Year | Residual | DLT     | DLTIBB  | DLMBTK  | DLT     | DLTIBB  | DLMBTK  |
|------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1971 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1972 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1973 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1974 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1975 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1976 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1977 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1978 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1979 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1980 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1981 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1982 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1983 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1984 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1985 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1986 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1987 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1988 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1989 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |
| 1990 | 0.11115  | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 | 1.87110 | 0.21549 | 0.46047 |

### 3.3. Modellerin Pe testi vasıtasıyla karşılaştırılması

Bu amaçla, kabul edilen modellerden doğrusal kalıba uygun olan M1. Logaritmik kalıba uygun olan M2 olarak kabul edilmiştir.

$$M1 : M1 = \beta + \beta \text{DBDOLY} + \beta \text{ITOS} + \beta \text{KURD} + \beta \text{TIBB} + \beta \text{DW} + u$$

$$M2 : LM1 = \text{Log } \emptyset + \emptyset \text{LT} + \emptyset \text{LTIBB} + \emptyset \text{LMBTK} + u$$

Pe testi uygulamak için Gauss Newton regresyon değişkenleri ve ilgili modeller şöyle tanımlanmıştır:

$$Y_t - \hat{x}_t = \hat{x}_t b + a(\hat{z}_t - \log \hat{x}_t) + \text{hata payı}$$

$$\log Y - \hat{z}_t c + d(\hat{x}_t - \exp \hat{z}_t) + \text{hata payı}$$

Bu modellerde Y bağımlı değişgenin gerçek değerlerini x birinci model yardımıyla elde edilen tahmin değerlerini X birinci modelin bağımsız değişgen matrisini, z ikinci modelden elde edilen logaritmik tahminleri, Z ise ikinci modelin bağımsız değişgen matrisini ifade etmektedir.

Ayrıca yeni regresyon denklemleri çözümünde aşağıdaki dönüştürmeler yapılmıştır:

$$Y_t - \hat{x}_t = K$$

$$\hat{x}_t - \log |\hat{x}_t| = hh1$$

$$\log Y_t - \hat{z}_t = S$$

$$\hat{x}_t - \exp \hat{z}_t = hh2$$

$$\hat{z}_t - \log \hat{x}_t = hh3$$

M1 modeli için x mutlak değer ve cebirsel değer olarak iki şekilde ifade edilerek çözüm yapılmıştır.

Model çözümlerinde X ve Z bağımsız değişgenler matrisleri için bulunan parametreler:

$$(1 - a) \beta = b \text{ ve } (1 - d) \emptyset = c$$

şeklindedir.



Tablo 9: Pe Testi İçin 1. Model

```

=====
Case: 4-12-1994 / Time: 12:33
EMPL range: 1970 - 1990
Number of observations: 21
=====
      VARIABLE      COEFFICIENT      STD. ERROR      T-STAT      PROB. > |T|
=====
      C            -59.918507      72.878455      -0.821384      0.4239
      DBDGLY       0.0021247      0.0077135      0.273733      0.7879
      ITOS         2.0085815      0.0147048      136.61136      0.0000
      LARD        -0.0235495      0.0045137      -51.94243      0.0000
      TIES        -0.0035533      0.0031255      -11.37379      0.0001
      CN          18.230124      93.388752      0.1954735      0.8711
      MHI         20.742274      14.973642      1.3855195      0.1811
=====
R-squared          0.120234      Mean of dependent var  5.265403
Adjusted R-squared -0.256308      S.D. of dependent var  135.6236
S.E. of regression 152.0274      Sum of squared resid  223572.5
Durbin-Watson stat 2.229314      F-statistic           0.317944
Log likelihood     -131.0455
=====

```

```

=====
Covariance Matrix
=====
      C,C          5227.163      C,DBDGLY       -0.351779
      C,ITOS      -0.251672      C,KURD         3.519403
      C,TIES       0.025044      C,CN          -190.2583
      C,MHI       -637.0677      DBDGLY,DBDGLY  7.542005
      DBDGLY,ITOS  3.22E-11      DBDGLY,LARD   -0.007131
      DBDGLY,TIES  0.000194      DBDGLY,CN     -0.001976
      DBDGLY,MHI  0.029555      ITOS,ITOS     91.2316
      ITOS,KURD   -0.001255      ITOS,TIES     -0.000178
      ITOS,LARD   3.130794      ITOS,MHI      1.002471
      ITOS,TIES   1.117361      LARD,LARD     101.1191
      CN,CN        9339.250      TIES,TIES     11.51467
      TIES,MHI    -0.038400      CN,CN         9339.250
      CN,MHI      175.7355      MHI,MHI       224.2297
=====

```

```

=====
Residual Plot
=====
      OBS RESIDUAL ACTUAL FITTED
=====
      1 1970  3.10115  147.233  13.810
      2 1971 -20.5533  73.2826  79.6353
      3 1972 -17.8354  57.1535  84.7998
      4 1973  71.8735  32.1991 -39.6774
      5 1974  50.5777 -0.47440 -31.0543
      6 1975  53.5775  7.24030 -48.4272
      7 1976 -6.94828 -55.8537 -48.9054
      8 1977 -33.9111 -82.6059 -48.7757
      9 1978 -195.310 -248.651 -51.3504
      10 1979  84.3528  71.7732 -12.5776
      11 1980  56.4262  53.8904 -12.5353
      12 1981 -208.370 -209.832 -1.46134
      13 1982 -24.9773 -19.2939  5.68334
      14 1983  98.5282  87.4759 -11.0492
      15 1984  204.353  302.671 -1.62234
      16 1985 -164.747 -157.536  7.21266
      17 1986 -203.741 -191.153  12.5861
      18 1987  183.473  211.544  28.0711
      19 1988  9.17901 -7.48097 -15.6595
      20 1989 -100.904 -108.030 -7.17254
      21 1990  48.5810  52.0391  3.35204
=====

```

Tablo 10. Pe Testi İçin 2. Model

LS // Dependent Variable is K  
 Date: 4-12-1994 / Time: 12:47  
 SMPL range: 1970 - 1990  
 Number of observations: 21

| PARAMETER | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT.    | 2-TAIL SIG. |
|-----------|-------------|------------|------------|-------------|
| C         | -3.6728888  | 62.053775  | -0.1401265 | 0.891       |
| DEDDLY    | 0.0067818   | 0.0100376  | 0.0778312  | 0.939       |
| ITCS      | 0.0027214   | 0.0155565  | 0.1749114  | 0.864       |
| KURD      | -0.0188941  | 0.6343707  | -0.0295635 | 0.947       |
| TIBB      | -0.0014594  | 0.0292938  | -0.0498098 | 0.961       |
| DW        | 5.1832614   | 102.18886  | 0.0502527  | 0.961       |
| HMB       | 68.704105   | 68.120824  | 0.7796579  | 0.449       |

  

|                       |           |
|-----------------------|-----------|
| Mean of dependent var | 2.360408  |
| S.D. of dependent var | 135.6356  |
| Sum of squared resid  | 352629.4  |
| F-statistic           | 0.101311  |
| Log likelihood        | -131.9485 |

  

Covariance Matrix

|             |           |               |           |
|-------------|-----------|---------------|-----------|
| C,C         | 3848.437  | C,DEDDLY      | -0.227980 |
| C,ITCS      | -0.805152 | C,KURD        | 3.591894  |
| C,TIBB      | -0.027144 | C,DW          | -62.97172 |
| C,HMB       | -982.5679 | DEDDLY,DEDDLY | 0.000101  |
| DEDDLY,ITCS | 3.720-06  | DEDDLY,KURD   | -0.005659 |
| DEDDLY,TIBB | 0.000218  | DEDDLY,DW     | -0.052916 |
| DEDDLY,HMB  | 0.023312  | ITCS,ITCS     | 0.000242  |
| ITCS,KURD   | -0.001481 | ITCS,TIBB     | -0.000184 |
| ITCS,DW     | 6.140463  | ITCS,HMB      | 0.307697  |
| ITCS,HMB    | 1.402151  | KURD,DEDDLY   | 0.000000  |
| KURD,ITCS   | 0.000000  | KURD,HMB      | 0.000000  |
| KURD,DW     | 0.000000  | TIBB,ITCS     | -1.501310 |
| KURD,HMB    | 0.000000  | DW,DW         | 10442.56  |
| TIBB,ITCS   | -0.000000 | HMB,HMB       | 7765.261  |
| TIBB,HMB    | 0.000000  |               |           |
| DW,DW       | 10442.56  |               |           |
| HMB,HMB     | 7765.261  |               |           |

  

| DATE | obs      | RESIDUAL | ACTUAL   | FITTED |
|------|----------|----------|----------|--------|
| 1970 | 134.484  | 114.692  | -69.7618 |        |
| 1971 | 59.7513  | 79.2220  | 3.52173  |        |
| 1972 | -15.8735 | 57.1123  | 23.0431  |        |
| 1973 | -0.51810 | 32.1991  | 32.8172  |        |
| 1974 | 6.82590  | -0.47440 | -7.30029 |        |
| 1975 | 0.11866  | 7.24030  | 7.12164  |        |
| 1976 | -48.0346 | -55.8537 | -7.81910 |        |
| 1977 | -69.8781 | -82.6068 | -12.7287 |        |
| 1978 | -210.078 | -246.661 | -36.5825 |        |
| 1979 | 57.2804  | 71.7732  | 14.4928  |        |
| 1980 | 60.5962  | 53.8904  | -6.70580 |        |
| 1981 | -194.297 | -209.832 | -15.5346 |        |
| 1982 | -21.7460 | -19.2939 | 2.45202  |        |
| 1983 | 94.0202  | 87.4769  | -6.54323 |        |
| 1984 | 898.222  | 302.671  | 4.44925  |        |
| 1985 | -158.730 | -157.534 | 1.19585  |        |
| 1986 | -198.314 | -191.155 | 7.15883  |        |
| 1987 | 202.795  | 211.544  | 8.74915  |        |
| 1988 | -2.48329 | -7.42047 | -4.99658 |        |
| 1989 | -104.628 | -108.080 | -3.45197 |        |
| 1990 | 50.6139  | 52.0391  | 1.42520  |        |





1 Nolu modelde; hhl adlı değişgene ait parametre (a) olarak kabul edilirse Doğrusal Yapıdaki Model için test:

$$H_0 : a = 0$$

$$t = \frac{\hat{a} - a}{\sigma_a} = 1.3855$$

$$H_1 : a \neq 0$$

$$t_{\text{hesap}} < t_{\text{tablo}} \quad \text{olduğu için}$$

Doğrusal Modelin Para Stoğu'nu açıklamakta başarılı olduğu, hataların logaritmik biçimden bağımsız olduğu anlaşılmaktadır. 2 Nolu model de 1 nolu model gibi Doğrusal Biçimin testi için denenmiştir. Burada lh3 serisi hesaplanırken tahminler serisinin logaritmaları alındıktan sonra cebirsel işaretler de dikkate alınarak düzeltme yapılmıştır.

$$H_0 : a = 0$$

$$H_1 : a \neq 0$$

Hipotezleri test edildiğinde t hesap (= 0.779) < t tablo olduğundan Ho hipotezi kabul edilir; yani, doğrusal modelin başarılı olduğu kabul edilir.

3 Nolu model Logaritmik biçim için test edilmelidir. Ancak bu test sonucu karşılaştırma tamamlanmış olur. Sadece doğrusal modelin test edilip yeterli bulunması, logaritmik modelin yetersizliğini göstermeye yetmez. Logaritmik modelin testi:

$$H_0 : d = 0$$

$$t = \frac{\hat{d} - d}{\sigma_d} = 2.135$$

$$H_1 : d \neq 0$$

t tablo değeri (16 serbestlik derecesi ve % 5 hata ile) 2.12 olarak bulunur.  $t_{\text{hesap}} > t_{\text{tablo}}$  olduğu için  $d \neq 0$  şeklindeki alternatif hipotez kabul edilir. Yani logaritmik biçimin para stoğunu açıklamada yetersiz kaldığı, hata paylarının doğrusal biçime bağlı olarak değiştiği, bu nedenle de logaritmik biçimin başarılı kabul edilmemesi gerektiği sonucuna varılır.

Yapılan testlerden elde edilen genel sonuç Türkiye'de 1970 - 1990 yılları arasında gerçekleşen (yıllık) para stoğu (M1) de meydana gelen değişimler doğrusal biçim ile açıklanabilmektedir.

Pe testinde, bizi farklı iki modelin karşılaştırılması ilgilendirmektedir ve testin amacı hesaplanan a ve d parametrelerinin irdelenmesidir. Bu nedenle,

model yorumları, sadece bu yönleriyle dikkate alınmışlardır. Ancak dikkati çeken noktalardan biri de düzeltilmiş  $R^2$ 'nin serbestlik derecesi ve  $R^2$  ye bağlı olarak negatif çıkabilmesidir<sup>35-36-37</sup>.

Böylece farklı biçimdeki modellerin mukayeselerini mümkün kılan Pe testinin uygulanabilir olduğu da anlaşılmıştır.

### KAYNAKÇA

1. Amemiya T. "Selection of Regressors", International Economic Review 1980, vol 21.,
2. Atkinson A.C., "A test for Discriminating Between Models", Biometrika 1969, vol 56.
3. Atkinson A.C. "A method for Discriminating Between Models", Journal of Royal Statistical Society 1970, Series B vol 32.
4. Box G.E.P and D.R.Cox, "An analysis of transformation", Journal of Royal Statistical Society 1964, series B, vol 26.
5. Chow C.G. "Econometrics" Mc. Graw-Hill Int. Book Comp. Singapore 1983.
6. Cox D.R. "Test of Separate Families of Hypotheses" Proceeding of the forth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics of Probability, 1961.
7. Davidson R and J.G. MacKinnon, "Several Test for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", Econometrica 1981, vol 49.
8. Davidson, J.G. Mac Kinnon, "Estimation and inference in econometrics", Oxford University Press, 1993.

35 A. Koutsoyiannis, "Theory of Econometrics" Barnes-Noble: 2. baskı 1978, Great Britain, s. 129.

36 Damordar Gujarati, "Basic Econometrics", MacGraw Hill: 2. Baskı, Singapore, s. 183.

37 
$$\bar{R}^2 = 1 - \left[ (1 - R^2) \cdot \frac{N-1}{N-k} \right]$$

olduğundan,  $R^2$ 'nin sıfıra yaklaştığı durumlarda  $[(N-1)/(N-k)]$  değerine bağlı olarak, düzeltilmiş  $R^2$  negatif olabilir.

9. Deaton A.Ş. "Spesification and testing in applied demand analysis", Economic Journal 1978, vol 88.
10. Dhrymes P.J. "Restiricted and unrestricteđ reduced forms: Asimptotic distrubution and relative efficiency", Econometrica 1973, vol 41.
11. Fisher G.R. and M. Mc Alleer, "Alternative Procedures and Associated test of Significance for Nonnested Hypotheses", Journal of Econometrics 1981, vol 16.
12. Genceli Mehmet "Ekonometride İstatistik İlkeler", Filiz Kitabevi: İstanbul 1989.
13. Godfrey L.G. "Testing nonnested Models After Estimation by Instrumental Variables or Least Squares", Econometrica 1983, vol 51.
14. Gujarati Demordar, "Basic Econometrics", Mc Graw Hill Int.Ed.: 2. Baskı Singapore.
15. Hansman J.A. "Spesification tests in Econometrics", Econometrica 1978, vol 46.
16. Kihçbay Ahmet, "Ekonometrinin Temelleri", İ.Ü. İktisat Fakültesi Yayın No: 464, İstanbul 1980.
17. Koutsoyannis A. "Theory of Econometrics", Barnes and Noble : 2. Baskı 1978, Great Bultain.
18. Leamer E. "Spesification Searches" John Wiley Pub. Inc. : New York 1978.
19. Leamer E.E. "Model Choice and Spesification Analysis", Handbook of Econometrics, Vol I, Bölüm 5; editor Z. Grifiches and M.D. Intriligator North Nolland: Amsterdam 1983.
- 20) MacKinnon J.G. "Model Spesification Tests Against Nonnested Alternatives", Econometric Review 1983, vol 2.
21. Newey W.K. and K.D. West "Hypotheses Testing With Efficient Method of Moments Estimators" International Economic Review 1987, vol 28.
22. Peseran M.H. and A.S. Deaton "Testing Nonnested Nonlinear Regression Models" Econometrica 1978.

23. Peseran M.H. and A.S. Deaton "Testing Nonnested Nonlinear Regression Models", Econometrica 1979, vol 46.
24. Peseran M.H. "Comparision of Local Power of Alternative Test of Nonnested Pegrressiodn Models", Econometrica 1982, vol 50.
25. Pollak R.A. and T.J. Wales "The Likelihood Dominance Criterion: a new approach to model selection" Journal of Econometries 1991, vol 47.
26. Quadt R.E, "A comparision of methods for testing nonnested hypotheses" Review Economics and Statistics, 1974, vol 56.
27. DİE Aylık İstatistik Bültenleri, Ankara 1990/ VIII - 1991 / VIII.
28. İTO, "Fiyat İndeksleri" 1990, Şubat, İstanbul.
29. İTO, "Türkiye 90, Ekonomik ve Sosyal Göstergeler", İstanbul.
30. TCMB, "Üç Aylık Bülten", Ankara, 1987-11 - 1991-1, III.