D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi
Cilt: 9, Sayı: I, 1994, ss.207-229.

DIŞSALLIĞIN TESTİ: TÜRKİYE İÇİN DAR PARA TALEBİ, (M1) ÖRNEĞİ

Kıvılcım METİN(*)

ÖZET

Ampirik ekonomik modellemenin en önemli unsuru, modeli oluşturan değişkenlerin içselik ve dışsallık statülerinin belirlenmesidir. Çalışmamızda zayıf ve süper dışsallık tanımlarını, Türkiye'de 1948(1)-1988(4) dönemi için dar para talebi tahminine uyguladık. Dar para talebi fonksiyonunun parametreleri için reel gelir, enflasyon ve faiz hadlerinin zayıf dışsal olduğu gösterildi. Süper dışsallık ve parametrelerin sabitliği hipotezleri sınandı ve verilerce desteklendi.

Giriş

Ampirik ekonometrik modellemenin en önemli modellemenin en önemli unsuru, modeli oluşturan değişkenlerin içsellik ve dışsallık statülerinin belirlenmesidir.

Çalışmamızdaki dışsallık tanımları Richard (1980), Hendry ve Richard (1982, 1983) ve Engle ve diğerleri (1983) tarafından formüle edilmiştir. Dışsallık tanımı, zayıf, güçlü katı süper dışsallık olarak çeşitlendirilmiştir. Zayıf dışsallık gereği, zayıf dışsal değişkenleri tanımlayan eşitlikler, tahmin aşamasında herhangi bir bilgi kaybı söz konusu olmadan tamamen göz ardı edilir. Güçlü dışsallık ise ilgili değişkenin, modeldeki diğer içsel değişkenlerin geçmiş değerlerini kullanarak öngörülemeyeceğini (forecast) söyler. Güçlü dışsallık örtülü bir biçimde Granger noncausality tanımı içinde vardır. Katı dışsallık, ilgili değişkenin, yapısal ilişkinin hata terimlerinin geçmiş, gelecek ve şimdiki değerlerinden bağımsız olarak belirleneceğini öngörür. Son olarak, süper dışsallık, ekonometrik modelin parametrelerinin zaman içinde sabit kaldığını savunur ve politika analizi gerektirir. Halbuki modelin parametreleri, rejim, teknoloji ve politika üretenlerin karar setindeki değişikliklerden etkilenir ve zaman içinde sabit kalmaz. Bu problem Lucas (1976) tarafından ortaya atılmıştır ve Lucas kritiği adı altında literature geçmiştir.

Çalışmamızda yukarıda özetlemeye çalıştığımız zayıf ve süper dışsallık tanımlarını, Türkiye'de 1948 (1) - 1988 (4) dönemi için der paraya (M1) uygula-

(*) Dr. Bilkent Üniversitesi İktisat Bölümü

dık ve ampirik olarak test ettik. Makalenin izleyen bölümlerinin organizasyonu şöyledir. Bölüm II'de çalışmada kullanılan ekonometrik metodoloji özetlendi. Bölüm III'de ampirik olarak zayıf ve süper dışsallık sınandı. Bölüm IV'de ise ampirik bulgular verildi.

II. Ekonometrik Metodoloji

Bu bölümde çalışmada kullanılan metodoloji özetlenmiştir.

1. Dışsallık

Ekonometrik model verileri üreten sürecin koşullu ve marjinal temsilcisidir. (x_t, y_t) tesadüfi gözlemlenebilen değişken vektörü olsun, burada x_t dışsal değişken vektörü y_t ise, içsel değişkenler vektörünü temsil eder. t zamanı gösterir ve t=1, .., T dir. T sayıda gözlemi üreten süreç ortak veri yoğunluk fonksiyonu ile tanımlanır.

$$D(X_T^1 \mid X_0, \varnothing) = D(X_T^1, Y_T \mid X_0, Y_0, \varnothing) \qquad (1)$$

burada X_0 başlangıç koşularını, $\varnothing$ ise bilinmeyen parametre vektörünü gösterir. $\varnothing$ sonlu boyutlu parametre uzayında, ortak fonksiyonel form ile $\varnothing \varepsilon \Phi C R$ şeklinde yazılır. Eğer X_t geçmiş değerlere koşullu olarak türetilmişse ortak veri yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi faktörize edilir.

$$D(X_T^1 / X_0, \varnothing) = \Sigma_{t=1}^{T} D(x_t / X_{t-1}, \varnothing) = \Sigma_{t=1}^{T} D(x_t\, y_t / X_{t-1}, Y_{t-1}, \varnothing) \qquad (2)$$

Modeller çok çeşitli şekillerde parametrik olarak ifade edilebildikleri için, seçilen parametrelerin veri yoğunluk fonksiyonunda tanımlanan parametrelerle aynı olması gerekmez. Bu nedenle, tesadüfi bir transformasyon ile $\varnothing$ $\varnothing \rightarrow \mu = f(\varnothing) = (\mu_1, \mu_2)$ şeklinde tanımlanır. Burada μ, μ_1 ve μ_2 gibi ikiye bölünürse, daha önce tanımlanan vektör otoregresif model aşağıdaki gibi faktorize edilir.

$$D(x_t, y_t / X_{t-1}, Y_{t-1}, \mu_1, \mu_2) = \Sigma_{t=1}^{T} D(x_t \mid y_t, X_{t-1}, Y_{t-1}, \mu_1)\; D(y_t \mid Y_t, X_{t-1}, \mu_2) \qquad (3)$$

Yukarıdaki ifade $D(x_t / X_{t-1}, \mu)$ üzerine bir "sequential cut" oluşturur, burada birinci terim ifadenin koşullu kısmı, ikinci terim ise ifadenin marginal kısmını gösterir. Şimdi bu genel formülasyon üzerinde çeşitli dışsallık tanımlarını inceleyelim.

1) Zayıf Dışsallık: y_t, incelenen zaman diliminde Θ parametresi için şu koşullar altında zayıf dışsaldır (bkz. Engle, Hendry ve Richard (1983)).

i) eğer Θ yalnızca μ_1'in fonksiyonu ise

ii) ve eğer μ_1 ve μ_2 serbestçe değişebiliyorsa (variation free).

Burada sequential cut koşullu model için geçerli olup,Θ hakkında bütün bilgiler yalnızca x_t 'nin koşullu fodnksiyonundan (y_t veri iken) elde edilir. Dolayısıyla, analiz tahmin açısından daha anlamlı olur, model sağlıklı tahmin ediliri ve analizin maliyeti düşer.

2) Granger non-causality: Tanım gereği ikinci terim X_{t-1}'e göre marjinalize edilir ve böylece X_{t-1}, (y_t, x_t)'yi etkilemez. Bu durumda X_{t-1}, yalnız ve yalnızca

$$D(y_t \mid X_{t-1}, Y_{t-1}, \mu_2) = D(y_t \mid Y_{t-1}, \mu_2) \qquad (4)$$

ise y_t'nin X_{t-1}'e göre (t=1, .., T iken) Granger nedeni değildir. Eğer x y'nin Granger nedeni değilse, analiz yalnızca Y_T ile sınırlandırılır ve μ_2 hakkında hiçbir bilgi olmaz. Yani y_t, x_t'nin geçmiş ve gelecek değerlerinden bağımsızdır. Eğer bu sağlanamıyorsa parametrelerin sabitliği ihlal edilir ve tahmin edilen modelden haraketli ortalamalar hataları ortaya çıkar.

3) Güçlü Dışsallık: Güçlü dışsallık hem zayıf dışsallık ve hem de Granger non-causality'i birlikte gerektirir.

i) y_t, Θ için zayıf dışsaldır.

ii) x_{t-1}, y_t'nin X_{t-1} e göre, Granger nedeni değildir.

$$D(y_t \mid X_{t-1}, Y_{t-1}, \mu_2) = D(y_t \mid Y_{t-1}, \mu_2) \qquad (5)$$

dolayısıyla y_t, Θ için güçlü dışsaldır.

4) Katı Dışsallık: Eğer x_t aşağıda verilen yapısal ilişkinin hata terimleri u_t'lerin geçmiş, şimdiki ve gelecek değerlerinden bağımsız ise katı dışsaldır.

$$u_t = \Sigma_{i=0}^{n} \alpha_i X_{t-i} \qquad (6)$$

diğer bir değişle, eğer bütün i'ler için $x_t \mid u_{t+i}$ ise x_t katı dışsaldır.

Ek olarak, eğer x_t, u_t'lerin şimdiki ve gelecek değerlerinden bağımsız ise, önceden belirlenmiş (predetermined) diye adlandırılır. Yani x_t 'nin önceden belirlenmiş olması yalnız ve yalnızca

$$x_t \mid u_{t+i} \quad \text{bütün } i \geq 0 \tag{7}$$

için koşuluna bağlıdır.

5) Süper Dışsallık: Süper dışsallık, politika analizinde parametrelerin dışsallığını gerektirir.

i) eğer y_t , Θ için zayıf dışsal ise,

ii) ve koşullu model

$$D(x_t \mid y_t , X_{t+1} , Y_{t-1}, \mu_1) \tag{8}$$

yapısal olarak sabit (invariant) ise, y_t , Θ için süper dışsaldır.

Ekonomik modellemenin amacı, parametreleri sabit (invariant) olan yapısal modeller kurmaktır. Fakat modelin parametrelerinin bazı rejim değişmelerinden-örneğin teknolojideki değişmeler veya politika kararlarının değişmesi yüzünden etkilenmesi doğaldır. Böylece modelin dışsal ve içsel değişkenleri arasındaki ilişki ekonomik olaylardaki değişmeler-örneğin iktisadi ajanın beklentilerindeki değişmeler-yüzünden sabit kalmaz, dolayısıyla modelin parametreleri de değişir. Bu problem Lucas (1976) tarafından ortaya atılmış olup literatürde Lucas kritiği diye bilinir. Lucas'a göre ekonomik politika değerlendirmeleri, modelin parametrelerinin dışsal değişkenlerin değerlerindeki değişmelere duyarlı olmaları yüzünden güvenilir olmayacaktır.

Buna rağmen, modelin parametreleri bazı değişikliklerine rağmen sabit olarak tahmin edilebilir. Buna parametrelerin değişmezliği invariance denir. Eğer koşullu modelin bütün parametreleri, koşullu değişkenlerin (conditioning variables) dağılımındaki herhangi bir değişime karşı duyarsız ise, koşullu modelde yapısal olarak sabittir (invariant).

2. Çoklu-Cointegration Metodu

Bu bölümde, çalışmada kullandığımız, Johansen (1988) tarafından geliştirilen çoklu cointegration metodunu özetleyeceğiz.

Modelde, x_t Nx1 boyutlu bir zaman serisi vektörü olup

$$A(L)\, x_t = c + \phi\, Q_t + V_t \qquad (9)$$

şeklinde ifade edilir.

Burada c sabit terimi, Q_t ise deterministik kukla değişkenleri-trend ve mevsimlik kukla değişkenleri-temsil ediyor.

$$A(L) = I_N + A_1 L + A_2 L^2 + \ldots$$

ifadesi ise, gecikme işlemcisi L'nin matriks polinomudur. v_t ise ortalaması sıfır varyansı Ω olan, normal dağılıma sahip, sabit varyanslı, serisel olarak korelasyonsuz hata terimidir.

Vektor otoregresyon (vector autoregression), VAR, modelini kullanarak bütün değişkenleri (X_t'leri) kendi geçmiş değerleri ve deterministik değişkenler üzerine koşullandırarak ifade etmek mümkündür.

$$D(x_t \mid X_{t-1}\ \ Q,\ \mu).$$

Burada, $X_{t-1} = (x_1\ \ , x_2\ \ , \ldots x_{t-1})$.

İşte Johansen (1988) tarafından önerilen çoklu cointegration, temelde VAR modelinde direkt olarak cointegration'in belirlenmesine dayanır. Johansen'in modelini yeniden parametrik olarak yazarsak

$$Dx_t = -\Sigma_{i=1}^{p-1}\ \pi_i\ Dx_{t-j} + \pi x_{t-i+1}\ + c + t + dQ + \varepsilon_t \qquad (10)$$

olup, burada $\pi_i = -(I_N + \Sigma_{j=1}^{i}\ A_j)$ ve $\pi = -(I_N + \Sigma_{j=1}^{p}\ A_j)$

hata terimi ε_t t= (1, ..., T) p boyutlu bağımsız, ortalaması sıfır, varyansı Σ olan, durağan (stationary) gaussian değişkenlerdir. π matriksinin rankı, r, durağan değişken (x_t) sayısını belirler. $\pi = \alpha\beta$ olup, uzun dönem tepki matriksini ifade

eder. Burada α ve β matriksleri Nxr boyutlu olup, N değişken sayısını r ise cointegrated vektor sayısını gösterir. β matriksi katsayı matriksidir, α matriksinin elemanları ise, her bir cointegrating vektörünün parametrelerine ilişkin ağırlıkları verir. β matriksi, (9) nolu eşitlikle, r sayıda en büyük istatistiki olarak anlamlı eigen değerlerin oluşturduğu eigen vektörler tarafından tahmin edilir.

$$[\mu S_{kk} - S_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok}] = 0 \qquad (11)$$

burada S_{oo}, ΔX_t'nin ΔX_{t-1}, ..., ΔX_{t-k+1},üzerine regresyonundan elde edilen artık moment matriksi; S_{kk}, X_{t-k}'nin ΔX_{t-k+1}üzerine regresyonundan elde edilen artık moment metriksi olup; S_{ok} ise çapraz ürün moment matriksidir. Eigen değerler, (μ'ler) kullanılarak, cointegrating vektör sayısı logolabilirlik oranı test istatistiği (11) yardımıyla test edilir.

$$-T \sum_{r+1}^{p'} \ln (1 - \hat{\mu}_i) \qquad (12)$$

Bu istatistiğe trace testi denir. Burada $\hat{\mu}_{r+1}$, ..., $\hat{\mu}_p$, p-r sayıda en küçük eigen değerleridir. Ayrıca maximal eigen değer testi, (MED), adındaki ikinci bir test ise yine logolabilirlik testine ($-T \ln (1 - \hat{\mu}_i)$ dayanır ve r sayıda co-integrating vektörün r+1 sayıdaki alternatif karşısında test edilmesidir (fazla bilgi için bkz. Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990)).

Şimdi yukarıda özetlenmeye çalışılan ekonometrik yöntemleri kullanarak ampirik modelimizi incelemeye başlayacağız.

III. Ampirik Analiz

Çalışmamızda metodoloji bölümünde özetlenen dışsallık tanımlarından zayıf dışsallık ve süper dışsallık tanımlarını ampirik olarak dar para M1 için sınadık. Modelin değişkenlerinin dışsallık statülerinin belirlenmesinden önce ampirik modele teşkil eden teori modeli inceleyelim.

1. Teori Model

Dar anlamda para talebi, paranın değişim aracı olması nedeniyle ortaya çıkar. Gerçek hayatta gelirler ve harcamalar arasında mükemmel bir senkronizasyon bulunmaması nedeniyle para harcamalar için elde tutulur. Para talebini belirleyen değişkenler reel gelir ve faiz hadleri ya da enflasyondur. Reel gelir iktisadi faaliyetlerin göstergesi iken, faiz hadleri ve enflasyon oranı para tutmanın diğer

finansal aktifler-bono, hisse senedi ve çeşitli tasarruf hesapları-karşısındaki alternatif maliyetini gösterir. Bu değişkenleri kullanarak örtülü para talebi fonksiyonu şöyle yazılır.

$$M^d = f(Y,R,P) \qquad (13)$$

Burada M,P,Y ve R sırasıyla nomi para stoku, fiyatlar genel seviyesi, milli gelir ve nominal faiz haddidir. Fonksiyon reel değişkenler cinsinden yazıldığında, reel para balansları

$$\frac{M^d}{P} = f(r, \frac{Y}{P}) \qquad (14)$$

Reel para talebi,paranın fırsat maliyeti ile negatif reel milli gelir ile pozitif bir ilişki içindedir. Şimdi bu teorik çerçeveyi kullanarak ampirik modeli tahmin edelim.

2. Data

Analizde M1, dar anlamda nominal para miktarını (dolaşımdaki para artı vadesiz mevduat); P, GSMH deflatorunu, Y sabit fiyatlarla (1980) GSMH'yı ve R ise Merkez Bankası nominal iskonto oranını gösterir. Bu çalışmada, M1 ve R IMF, Financial Statistics'in çeşitli sayılarından alınmış olup 1948(1) - 1988(4) dönemini içerir. P ve Y ise mevsimlik seriler halinde tarafımızdan türetilmiştir (yöntem için bkz. Metin (1992) ve Metin (1993)).

3. Zayıf Dışsa.lığın Testi

Zayıf dışsallık ampirik olarak iki yöntemle test edilir. Birinci yöntem Engle ve Granger (1987) de tanımlanan iki aşamalı tahmin yöntemine dayanır. İki aşamalı tahmin yönteminin birinci aşamasında statik model tahmin edilir. Bu tahmin sonucunda ortaya çıkan artıklar u_{t-1} ikinci aşamada dinamik olarak kurulan ters (reverse regression) regresyonlara değişken olarak girer. Her bir ters regresyonda u_{t-1}'e ait parametrenin sıfırdan farklı olup olmadığı test edilir. Eğer, parametreler istatistiki olarak anlamsız ise ters regresyonların ki bunlar birer marjinal modeldir-bağımlı değişkenleri, ilgili parametre seti için zayıf dışsaldır. Eğer ampirik örneğimize dar para talebine-dönersek, birinci aşamada para stoku, reel gelir, fiyatlar genel seviyesi ve faiz hadleri üzerine statik regresyon (uzun dönem tahmin) yapılır. Buradan elde edilen hata terimleri u_{t-1} her bir ters regresyonda-ki

burada sırasıyla fiyatlar genel seviyesi, reel gelir ve faiz hadleri bağımlı değişkendir-yer alır. Her bir ters regresyon bir VAR-vektör otoregresif-modeli olup, mevsimlik veriler kullanıldığından dört gecikme içerir. Eğer u_{t-1}'e ait parametre her bir ters regresyonda anlamsız bulunmuş ise- ki bizim analizimizde bulunmuştur-bu reel gelirin, faizlerin ve fiyatlar genel seviyesinin, para stoku denkleminin ilgili parametre seti için zayıf dışsal olduğunu gösterir. Dolayısıyla, her bir marginal modeli tahmin etmeden, yanlızca birinci aşamadaki koşullu modeli tahmin etmek modelleme açısından yeterlidir.(1)

Fakat yukarıda özetlenen iki aşamalı Engle ve Granger tahmin yöntemi bir takım güçlükleri içerir. Öncelikle birinci aşamadaki tahmin sırasında tamamen dinamik yapı göz ardı edilmiş, bütün analiz statik regresyon tahminine dayandırılmıştır. Dinamik yapının ihmal edilmesi sonlu örneklerde hem uzun dönem hem de kısa dönem parametre tahminlerinin yanlı (bias) olmasına yol açar. Ayrıca iki aşamalı tahmin yöntemi iyi tanımlanmış limit dağılıma (well-defined limiting distributions) sahip değildir. Buna karşılık dinamik modeller sıkça standard normal asimptotik teoriyi kullanırlar. Statik modelin parametre tahminlerine ait bias $1/T$ ile ağırlıklanırken, dinamik modele ait ağırlık $1/\sqrt{T}$ değerindedir. Dolayısıyla dinamik modelin tahminleri süper-tutarlı (super consistent) olup gerçek değerlerine daha hızlı yakınsar (converge). Bu konuda bkz. Banerjee ve diğerleri (1986), Stock (1987), STock ve West (1988).

Yukarıda sözü edilen güçlük ve olumsuzlukları yok eden uzun dönem alternatif tahmin yöntemi Johansen (1988) tarafından geliştirildi. Bu yöntem temelde VAR modelinin tahminine dayanıyor. Metod değişkenler arlasındaki nedensellik ilişkisi konusunda tesadüfi varsayımlara yer vermiyor. Metod değişkenler arasındaki ilişkiyi yönünü ve parametrelerin büyüklüğünü belirliyor. Bazı iktisadi varsayımları ve zayıf dışsallığı test edebiliyor. Şimdi Johansen sürecini kullanarak uzun dönem para talebini tahmin edelim.

i) Uzun Dönem Dar Para (M1) Talebi Tahmini

Reel para talebi tahmin edilirken ilgili değişkenler-reel gayri safi milli hasıla, enflasyon ve faiz hadleri-arasındaki uzun dönem ilişkiden yararlanıldı.

---

(1) Burada Engle ve Granger biçimi zayıf dışsallık testinin tahmin sonuçlarının makalenin uzunluğunu etkilemesi açısından vermedik. Tahminler yazardan elde edilebilir veya bkz. Metin (1992).

Daha sonra her bir değişkenin dört dönemlik gecikmeleri, sabit terim ve trend değişkeni de dikkate alınarak bir VAR modeli kuruldu ve Johansen metodu kullanılarak tahmin edildi (Bkz.Tablo 1).(2) Analizde D değişkenlerin birinci derece farklarını ($X_t - X_{t-1}$) ve L ise değişkenlerin logaritmalarını ifade etmektedir.

Tablo 1 de sırasıyla eigen değerleri, trace (-T.Log (1-μi)), ve maximal eigen değer (MED) test (-T.ΣLog (1-μi)), değerleri, β ve α matriksleri verilmiştir. Hem trace hem de MED testine göre iki cointegrating vektör olduğu saptanmıştır (Test değerlerinin kritik değerleri için bkz.Johansen ve Juselius (1990)).

β' matriksinin birinci sırası bir uzun dönem reel para talebi ilişkisidir.

L(M1/P)=-10.DLgnpd + 2.86 LrY-.10LR

Bu ilişki yüksek gelir esnekliği katsayısına (2.9) rağmen iyi tanımlanmış bir para talebi ilişkisi görünümündedir. İkinci co-integration ilişkisi ise β matrisinin birinci ve ikinci sıralarının yeniden normalleştirilmesi sonucunda (β^1_{22} (β_1+(β_2+1.16)), uygulayarak, elde edilir ve buradan enflasyon denklemi yazılabilir.

DLgnpd=.6 LrY+.1LR.

Bu ilişki enflasyonun gelir etrafında durağan olduğunu göstermektedir. α matriksine göre; birinci kolonda, birinci co-integrating vektörünün ana etkisi L(M1/P) değişkeni üzerinedir. α'nin ikinci kolonunda enflasyondan faiz hadleri üzerine bir etki ortaya çıkmıştır. Özetle, reel para talebi, enflasyon, faiz hadleri ve gelir tarafından belirlenmiş, enflasyon ise gelirdeki değişimlerden etkilenmiştir.

---

(2) Co-integration analizi David Hendry'nin PC-FILM'i ve Jurgen Doornik'in yeni PC-FILM'i kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Tablo 1: Uzun Dönem Para Talebi Tahmini

eigen değer μi	-T.Log (1- μi)	-T.ΣLog (1- μi)
.025779	3.995	3.995
.053682	8.442	12.437
.141877	23.410	35.848
.309899	56.750	92.598

standartlaştırılmış (β') eigen vektörleri

Değişken	L(M/P)	Dlgnpd	LrY	LR
L(M/P)	1.000	10.047	-2.867	.102
Dlgnpd	-.163	1.000	1.408	.104

standartlaştırılmış α katsayıları

Değişken	L(M/P)	Dlgnpd
L(M/P)	-.141	-.130
Dlgnpd	-.016	.044
LrY	.008	-.126
LR	.046	.141

ii) Test Prosedürü

Reel gelir, enflasyon ve faiz hadlerinin, uzun dönem reel para talebi denkleminin parametreleri için zayıf dışsallığı bireysel olarak test edilebilir.

Eğer enflasyonun zayıf dışsallığı test edilirse H1: $\alpha_2=0$ varsayılır. Burada, α matriksinde enflasyona ait ağırlık yok edilmiştir. Bu hipotez, α matriksinin ikinci satırındaki α'nin küçük bir değer alması ile de desteklenir (bkz. Tablo 1). Şimdi test prosedürünü inceleyelim.

α'ların testi Hi: $\alpha=A\varnothing$ şeklinde olup, burada A (pxm) boyutlu matrikstir. Ayrıca B matrisi px (pxm) boyutunda olup A'ya dikeydir (yani B'A=0). Böylece α ile ilgili hipotez B'α = 0 şeklinde gösterilir ki bu α matriksinin bazı satırlarının sıfır olması demektir. $\alpha_i= 0$, $\beta_j'X_j$ cointegration ilişkisinin i. eşitliğe girmediğini gösterir. Değişkenlerin zayıf dışsallık testi böylece gerçekleştirilmiş olup, A ve B matrikslerini düzenleyelim. A ve B birer birim matriks olup, A sıfırdan farklı satırları alırken, B ise α'nın sıfırlı satırlarına tekabül eder.

A matriksi

Değişken	L(m1/P)	Dlgnpd	LrY
Sıra 1	1.	0.	0.
Sıra 2	0.	0.	0.
Sıra 3	0.	1.	0.
Sıra 4	0.	0.	1.

B matriksi

Değişken	L(m1/P)
Sıra 1	1.
Sıra 2	0.
Sıra 3	0.
Sıra 4	0.

A ve B matriksleri yardımı ile olabilirlik oranı test istatistiği, $\alpha=A\varnothing$ kısıtı altında tahmin edilen kısıtlanmış modelin μ^*'ları ve kısıtlanmamış modelin μ'larına bağlı olarak hesaplanır.

$-21n\,Q = 153\,\{1n\,(1-.303195) - 1n(1-.309899)\} = 1.479$

Test istatistiği asimptotik χ^2 dağılımına sahip olup, serbestlik derecesi $f = r(p-m)$ dir. Burada r cointegrated sayısını gösteriyor. $\chi^2_{.99(1)} = 3.841$ olduğundan, enflasyon para talebi modelinin uzun dönem parametreleri için zayıf dışsal olarak kabul edilir.

Bu işlem reel lgelirin ($\alpha_3=0$) ve faiz hadlerinin ($\alpha_4=0$) zayıf dışsallığı hipotezleri içinde tekrarlanabilir.

H_2: $\alpha_3=0$ ve H_3: $\alpha_3=0$ kısıtları altında hesaplanan olabilirlik oranları sırasıyla,

$-21n\,Q = 153\,\{1n\,(1-.307660) - 1n(1-.309899)\} = .4955$

$-21n\,Q = 153\,\{1n\,(1-.301808) - 1n(1-.309899)\} = 1.83$

olup, reel gelirin ve faiz hadlerinin bireysel olarak zayıf dışsallığının verilerce desteklendiğini gösterir.

Ek olarak, H_4: $\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$ ile ortak (joint) olarak ilgili değişken setinin zayıf dışsallığı test edilebilir. Ortak test için A ve B kısıt matriksleri şöyle düzenlenir.

A matriksi

Değişken	L(m1/P)
Sıra 1	1.
Sıra 2	0.
Sıra 3	0.
Sıra 4	0.

B matriksi

Değişken	L(m1/P)	Dlgnpd	LrY
Sıra 1	1.	0.	0.
Sıra 2	0.	0.	0.
Sıra 3	0.	1.	0.
Sıra 4	0.	0.	1.

$\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$ kısıtı altında tahmin edilen log olabilirlik oranı istatistiği,

$$-2\ln Q = 153\ \{\ln(1-.292195) - \ln(1-.309899)\} = 3.87$$

$\chi^2_{.95(3)} = 7.815$ olduğundan, enflasyon, reel gelir ve faiz hadleri, para talebi modelinin uzun dönem parametreleri için, ortak sınama sonucunda, zayıf dışsal olarak kabul edilir.

4. Süper Dışsallığın Testi (Lucas Kritiğinin Testi)

Eğer koşullandırılmış (conditioning) değişkenler zayıf dışsal ve bu değişkenlere tekabül eden parametreler ise marjinal süreçlerdeki değişmelere karşı sabit (invariant) iseler, bu değişkenler süper dışsal diye adlandırılırlar.

Analizimizde daha önce, reel gelirin, enflasyonun ve faiz hadlerinin zayıf dışsallığı test edildi ve hipotez kabul edildi.

Şimdi değişkenlerin süper dışsallığı test edilecektir. Süper dışsallık, koşulu modelin parametrelerinin, marjinal sürecin parametreleri değiştiğinde sabit kalmasını gerekli kılar (yani Lucas Kritiği geçerli değildir).

Ampirik olarak bunu göstermek için, koşullu para talebi modelinin sabit olduğunun gösterilmesi ve enflasyon, faiz hadleri ve gelir marjinal modellerinin ise sabit olmadığının (non-constant) gösterilmesi gerekir (ampirik örnekler için bkz. Favero (1989), Engle ve Hendry (1989), Hendry ve Ericsson (1990)).

i) Koşullu Modelin Sabitliği

Koşullu para talebi fonksiyonu sabit değilse bu modelin yanlış tahmin edildiğini (mis-prediction) ve para talebi fonksiyonunda kaymalar olduğunu gösterir. İlgili tahmin döneminde parametrelerin sabitliği (parameter constancy) için Metin (1992, bkz. s.151)'de tahmin edilen kısa dönem para talebi modeli kullanıldı. Tahmin dönemi, 1949(3)-1968(4) karşısında 1961(1)-1987(4) dönemi tahminlerinin sabit kalıp kalmadığı araştırıldı. Aşağıda ilgili dönemlere ilişkin tahminler verilmiştir (burada [.] standart hataları gösteriyor).

Model 1 DL(m1/P) En Küçük Kareler Tahmini

Örnek dönemi 1949(3)-1968(4)

$$\begin{aligned}
DL(m1/P) = {} & -.774\ DLgnpd \quad -.398 \quad + \quad -.017\ DL(m1/P)_{-1} \\
& [.150] \qquad\quad [.234] \qquad\quad [.121] \\
& +.319\ DLrY \quad -.062\ D4DLgnp_{-1} \quad + \quad .627\ D4R_{-1} \\
& [.113] \qquad\quad [.164] \qquad\quad [.483] \\
& -.076(m-p-y)_{-1} \quad +.081\ (y\ -.01t) + \quad .056\ Q\text{-}5QT*1 \quad + \quad .039\ Q\text{-}5QT*1_{-1} \\
& [.046] \qquad\quad [.0126] \qquad\quad [.0152] \qquad\quad [.065] \\
& +.013\ Q\text{-}5QT*1_{-2} \\
& [.011]
\end{aligned}$$

$R^2 = .568 \quad \sigma = .0425 \quad F(10,67) = 8.80 \quad DW = 2.133$

Normality Chi^2 (2) = 10.61

AR 1- 5F[5., 62.] = .32 ARCH 4 F[4., 59.] = .40

Xi^2 F[20., 46.] = 1.11 RESET 4 F[1., 66.] = .37

Model 2 DL(m1/P) En Küçük Kareler Tahmini

Örnek dönemi 1969(1)-1987(4)

DL(m1/P) = -.532 DLgnpd -.754 -.446 DL(m1/P)$_{-1}$
[.144] [.258] [.091]

+.792 DLrY -.314 D4DLgnp$_{-1}$ -.423 D4R$_{-1}$ -.112 (m-p-y)$_{-1}$
[.292] [.080] [.088] [.022]

+.154(y-.01t) + .074 Q-5QT*1 + .071 Q-5QT*1$_{-1}$
[.047] [.005] [.01]

+ .033 Q-5QT*12
[.0062]

R^2 = .894 σ = .0419 F(10,65) = 55.01 DW = 2.168

Normality Chi^2 (2) = 1.24

AR 1- 5F[5., 60.] = 5.63 ARCH 4 F[4., 57.] = 1.10

Xi^2 F[20., 44.] = 1.11 RESET F[1., 64.] = .43

AR 1- 8F[8., 57.] = 4.60 AR 1- 5 F[5., 60.] = 5.63

AR 1- 3F[3., 62.] = 8.74

Şimdi parametrelerin sabitliği için Chow testini uygulayalım (bkz.Chow (1960).

$$\tau_1 = (RSS_T - RSS_1 - RSS_2) / (RSS_1 + RSS_2)) ((T - 2k) / k))$$

burada RSS_T, RSS_1, RSS_2, ve k sırasıyla, tüm tahmin dönemi, birinci dönem ($t = 1, 2 ..., T_1$) ve ikinci dönem 2 ($t = T_{1+1}, ..., T$), için artıkların karelerinin toplamı ve değişken sayısını gösterir. Buradan,

τ_1=((.26415 -.12080-.11424)/(.12080+.11424+.11424))/((154-22)/11)) =1.48 elde edilir. $\alpha = .05$ için $F_{(11,132)} = 2.40$ olduğundan iki döneme ilişkin parametreler sabit kalmıştır.

Ek olarak, $\alpha_1 = \alpha_2$ iken $\beta_1 = \beta_2$ olup olmadığı da - zaman içinde varyansların sabitliği de-sınanmalıdır. Bu sınama için,

$$\tau_2 = (RSS_2 / RSS_1)((T_1 - k) / (T_2 - k))$$

istatistiği kullanılır. Burada, τ_2, $F(T_2 - k, T_1 - k)$ dağılımına sahiptir. Hesaplanan test değeri,

$\tau_2 = (.11424/.12080)\ (67/65) = 0.9747$

$\alpha = .05$ için $F(65,67) = 1.53$ olduğundan, kısa dönem para talebi fonksiyonu tüm tahmin dönemi için sabit kalır.

ii) Marjinal Modellerin Sabit Olmaması

Marjinal süreçlerin sabit olmadığını göstermek üzere, önce enflasyon denklemi model(3) deki gibi ardışık enküçük kareler (AEKK)-Recursive least sguares-tahmin yöntemi ile tahmin edildi.

Model 3 DLgnpd AEKK Tahmini

Örnek dönemi 1950 (2) to 1987 (4)

DLgnpd	=.467	DLgnpd 1	-.205	DLgnpd 2	+	.320	DLgnpd 3
SE		(.08067)		(.08557)			(.08523)

+	.223	DLgnpd 4	+	.010
	(.08033)			(.00448)

$R^2 = .4764364$ $\sigma = .0387430$ $F(4,146) = 33.21$

Mean = .043046 S.D. = .052825

Chow F[0., 0.] = .00 Normality Chi^2 (2) = 156.08

AR 1- 5F[5., 141.] = 1.98 ARCH 4 F[4., 138.] = 3.05

Xi^2 F[8., 137.] = 2.94

Grafik 1 ve 2 enflasyon modeline ilişkin yapısal değişiklikleri göstermektedir. Burada grafik 1 yapısal değişiklikleri AEKK tahmin yöntemi kullanılarak elde edilen Chow istatistiği ile gösterirken, grafik 2 modelin artıklarındaki sapmaları (+ -)2 Standard hata sınırları içinde vermektedir ve model 3 kukla değişkenlerle bir lkez daha tahmin edilir. Yapısal değişiklik dönemleri kukla değişkenlerle (impulse dummy) bir kez daha tahmin edilir. Buradan modelin artıkları, Up ve artıkların dört dönem hareketli standard sapmaları S3Up hesaplanır. Bu iki değişken daha sonra kullanılmak üzere saklanır.

Daha sonra benzer yöntem reel gelir ve faiz haddi içinde uygulanır. Önce

faiz haddi, model 4 ile tahmin edilir. Grafik 3 ve 4 faiz haddi modeline ilişkin yapısal değişklikleri göstermektedir.

Model 4 R AEKK Tahmini

Örnek dönemi 1949 (1) to 1987 (4)

R =	.922	R	1 +	.300	R	2	- .222 R 3
SE	(.07917)			(.10612)			(.08044)

\+ .002
(.00222)

R^2 = .9808360 σ = .0201421 F(3,152) = 2593.17 [.0000]

Mean = .135897 S.D. = .144084

Chow F[0., 0.] = .00 Normality Chi^2 (2) = 31160.78

AR 1- 5F[5., 147.] = .08 ARCH 4 F[4., 144.] = .04

Xi^2 F[6., 145.] = 2.84

Model 4 deki yapısal değişiklikleri kukla değişkenlerle ifade edip model tekrar tahmin edilir. Buradan, Ur ve S3Ur türetilir.

Son olarak, aynı işlem reel gelire uygulanır ve Uy ve S3Uy türetilir. Reel gelirdeki yapısal değişiklikler için bkz. Model 5, Grafik 5 ve Grafik 6.

Model 5 LrY AEKK Tahmini

Örnek dönemi 1949 (4) to 1987 (4)

LrY =	1.270	LrY_{-1}	-	.276	LrY_{-2}	+	.052
SE	(.075)			(.075)			(.022)

R^2 = .9982 σ = .0294 F(2,150) = 41956.67 DW = 1.959

AR 1- 5F[5., 145.] = 2.31 ARCH 4 F[4., 142.] = 11.55

Xi^2 F[4., 145.] = 9.04

Süper dışsallık, tahnım gereği, koşullu modelin sabit parametrelerinin, marjinal süreçlerin parametrelerindeki değişmelerden etkilenmeyeceğini öngörür. Yani model 3, 4 ve 5 deki yapısal değişiklikleri temsil eden kukla değişkenler

esas koşullu modele ilave edildiğinde, kukla değişkenlere ilişkin parametrelerin anlamlı olmaması gerekir. Gerçekten her bir kukla değişkene ait parametre istatistiki olarak anlamsızdır. Böylece bu parametreler, sabit para talebinin parametrelerini etkileyemez (bkz.model 6).

Model 6 DL(m1/P) EKK Tahmini (Invariance Testi)

Örnek dönemi 1949 (3) to 1987 (4)

DL(m1/P) = -.208 $DL(m1/P)_{-1}$ - .851 DLgnpd - .662
(.072) (.125) (.106)

+.385 DLrY -.200 $D4DLgnp_{-1}$ -.291 $D4R_{-1}$ -.112 $(m-p-y)_{-1}$
(50.128) (.087) (.096) (.017)

+.169 (y-.01t) .073 Q-5QT*1 +.052 Q-5QT*1_{-1}
(.024) (.0044) (.0068)

+.027 Q-5QT*1_{-2} -.010 DummyP -.031 DummyR -.015 DummyY
(.0048) (.0267) (.0203) (.029)

R^2 = .7987 σ = .0443 F(13,140) = 42.74 DW = 2.004

Normality Chi^2 (2) = 2.75

AR 1- 5F[5., 135.] = 1.84 ARCH 4 F[4., 132.] = 1.24

Xi^2 F[25., 114.] = 1.09 RESET F[1., 139.] = .22

Süper dışsallığın testinde, alternatif olarak, daha önce türetilen değişkenler - Up, Ur, Uy, S3Up, S3Ur ve S3Uy kullanılır. Bu değişkenler, koşullu modele eklenerek tahmin edilir (bkz. model 7).

Model 7 DL(m1/P) EKK Tahmini (Süper Dışsallık Testi)

Örnek dönemi 1950 (1) to 1987 (4)

DL(m1/P) = -.220 DL(m1/P)$_{-1}$ - .900 -.267 DLgnpd
(.068) (.148) (.126)

+.392 DLrY -.267 D4DLgnp$_{-1}$ -.401 D4R$_{-1}$ -.095 (m-p-y)$_{-1}$
(.242) (.084) (.102) (.0176)

+.074 Q-5QT*1 +.055 Q-5QT*1 $_{-1}$ +.027 Q-5QT*1$_{-2}$ +.179 (y-.01t)
(.0043) (.0064) (.0047) (.028)

-.316UP +.442UR +.074UY -.413 S3UP +.554 S3UR +.118 S3UY
(.154) (.0242) (.0267) (.314) (.379) (.310)

R^2 = .818 σ = .04284 F(16,135) = 38.04 DW = 2.078

Normality Chi^2 (2) = 2.84

AR 1- 5F[5., 130.] = 2.15 ARCH 4 F[4., 127.] = .71

Xi^2 F[32., 102.] = 1.08 RESET F[1., 134.] = .96

Burada, her bir türetilmiş değişken α= .01 düzeyinde istatistiki olarak anlamsızdır. Bu sonuç, bir kez daha sabitlik (invariance) ve süper dışsallık hipotezlerinin reddedilemeyeceğini gösterir.

IV. Sonuç

Bu çalışmada ekonometrik modellemenin bir unsuru olarak dışsallık tanımlandı. Türkiye de, dar para talebi fonksiyonunun parametreleri için reel gelir, enflasyon ve faiz hadlerinin zayıf dışsal olduğu gösterildi. Ayrıca, para talebi fonksiyonun ilgili tahmin döneminde sabit dışsallık bağlamında kanıtlandı. Süper dışsallık ve parametrelerin değişmezliği (parameter invariance) reddedilemedi.

SUMMARY

This paper introductuces several tests of exogeneity which are essential for the modelling of the well-specified econometric models. An empirical example of the Turkish narrow money demand for the period 1948(1) - 1988(4) finds the real income, inflation and the interest rates weakly exogeneous status of the above named variables are tested and the data evidence is found to accept the superexogeneity and the parameter invarianca of the weel-specified demand for money model.

KAYNAKÇA

Banerjee, A., Dolado, J. Hendry, D.F. ve Smith, G.W. (1986), "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static models: Some Monte Carlo Evidence", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 48, 253-277.

Chow, G.C. (1960), "Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regression" **Econometrica**, 28, 591-605.

Engle, R.F. ve Granger, C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: representation, estimation and testing" **Econometrica**, Vol. 50, 987-1008.

Engle, R.F. ve Hendry, D.F. ve Richard, J-F (1983), "Exogeneity", **Econometrica**, Vol. 51, 277-304.

Engle, R.F. ve Hendry, D.F. ve Richard, J-F (1989), "Testing Superexogeneity and Inveriance" Mimeo.

Favero, c. (1989), "Testing for Superexogeneity The case of the Term structure of Interest Rates" Discussion Paper 67, **Oxford Institute of Economics and Statistics.**

Hendry, D.F. ve Richard, J-F (1982), "On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometric", **Journal of Econometrica**, Vol.20, 3-33.

Hendry, D.F. ve Richard, J-F (1983), "The Econometric Analysis of Economic Time Series", **International Statistical Review**, 51, 111-163.

Hendry, D.F. ve Ericsson N.R. (1990), "Modelling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion paper No:383.

Johansen, S. (1988),"Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 231-254.

Johansen, S. ve Jusellius, K. (1990),"Maximum likelihood Estimation and Inference on cointegration with applications to the Demand for Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, 169-210.

Metin, K. (1992), **The Analysis of Inflation: The Case of Turkey (1948-1988)**, Basılmamış Doktora Tezi, University of Oxford.

Metin, K. (1993), "Modelling the Demand for Narrow Money in Turkey", Bilkent Universitesi, Discussion paper No:93-8.

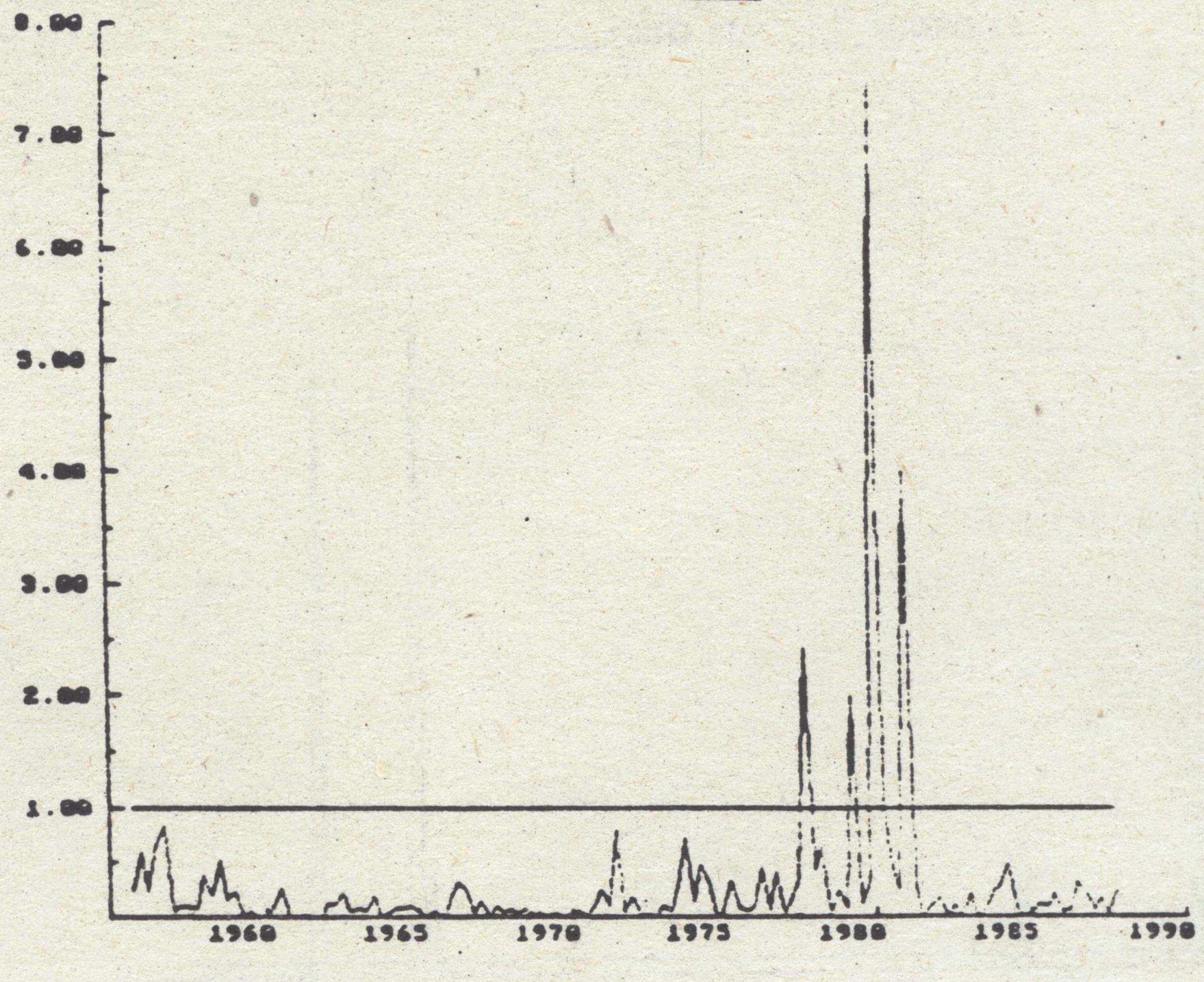
Lucas, R.E. (1976), "Economic Policy Evaluation: A Critique", in K. Brunner and A.H.Meltzer (Eds.), **The Phillips Curve and Labor Markets**, 19-46. Amsterdam: North-Holland.

Richard, J.F. (1980), "Models with Several Regimes and Changes in Exogeneity" **Review of Economic Studies**, 47, 1-20.

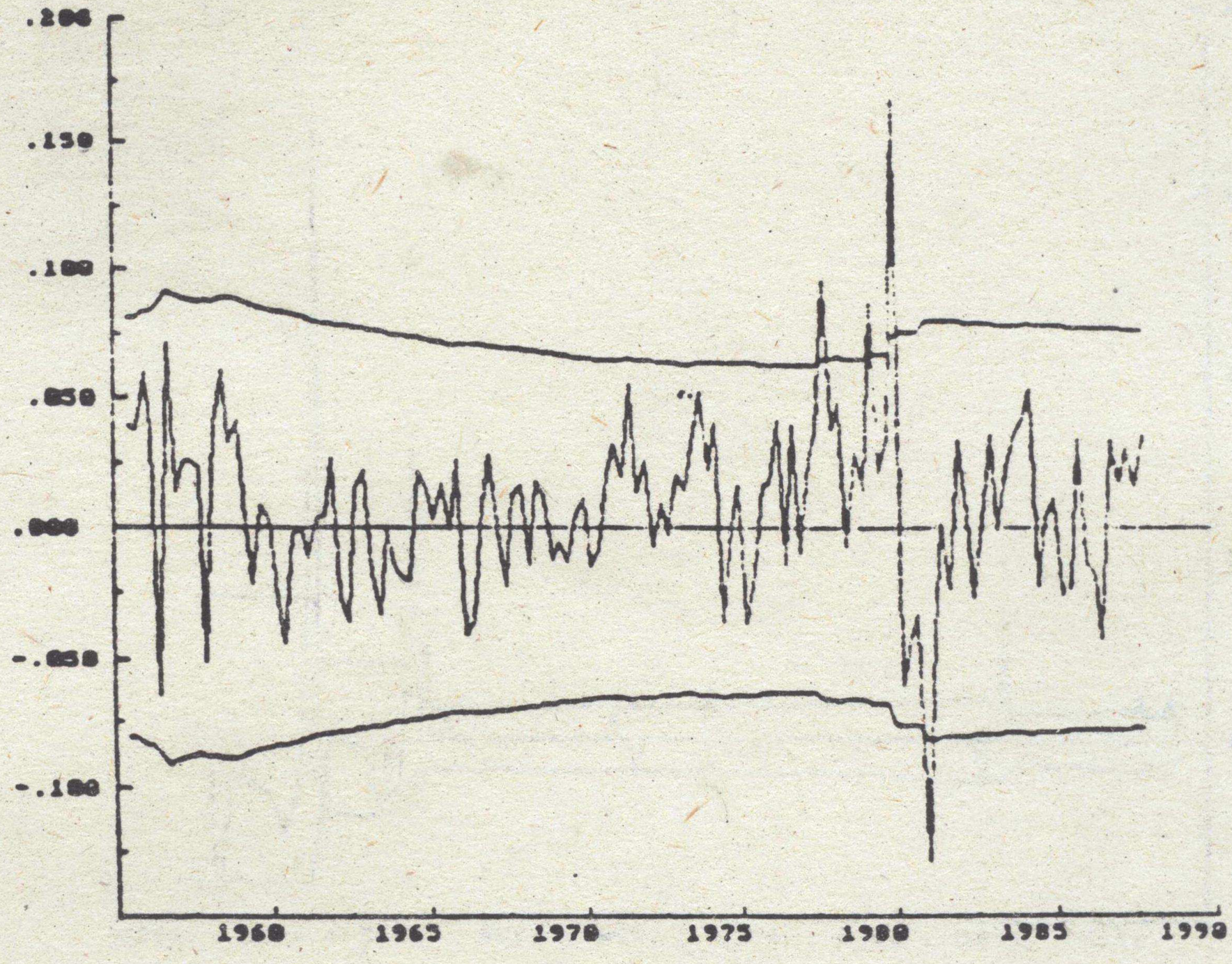
Stock, J.H. (1987), "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegreting Vectors" **Econometrica**, Vol. 55, 1035-1056.

Stock, J.H. ve West, K.D. (1988), "Integrated Regressors and Test of the Permanent Income Hypothesis', **Journal of Monetary Economics**, 21, 85-96.

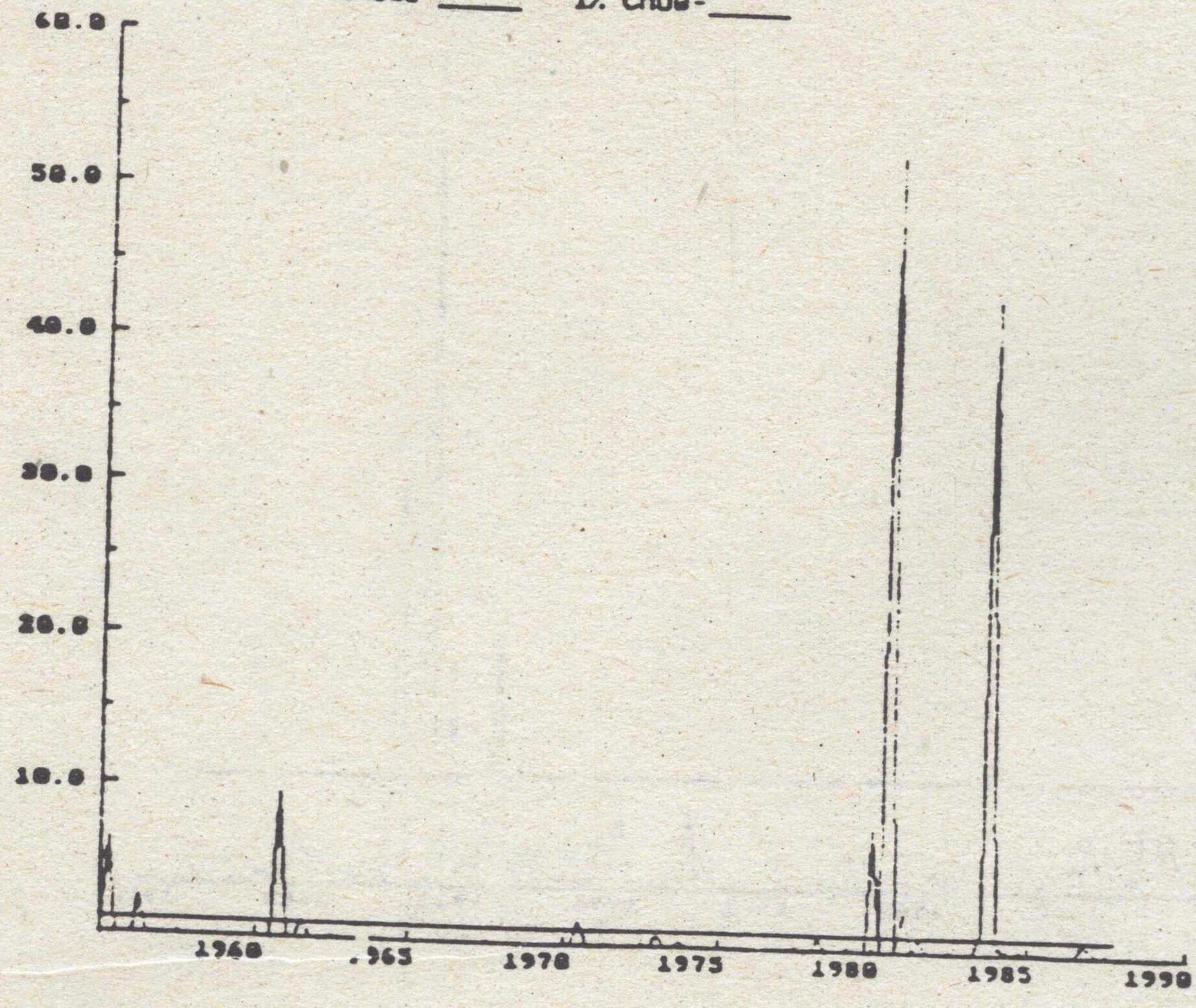
1† CHOWs=____ 5.000%=____



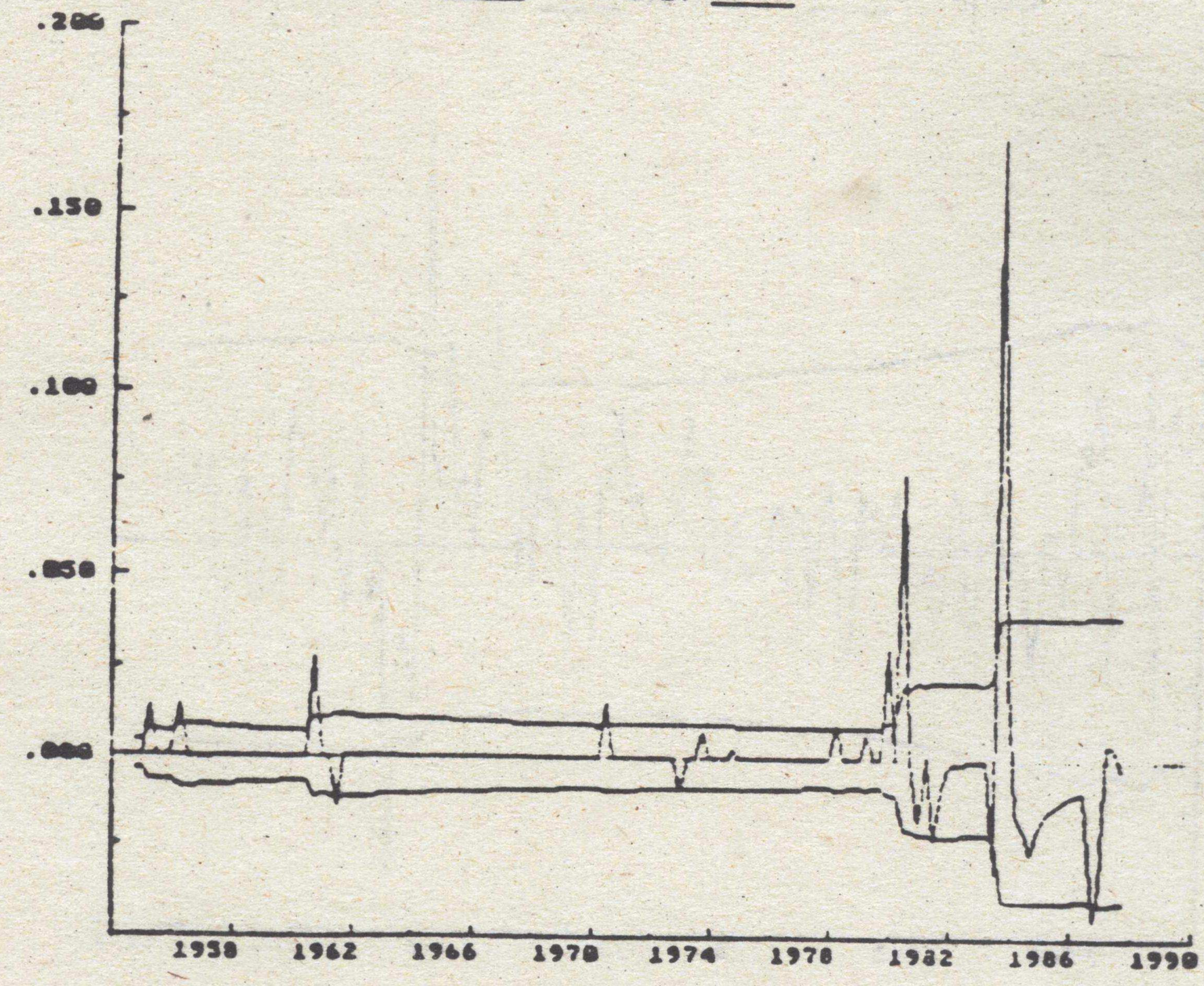
RESID =____ ± 2*S.E.=____



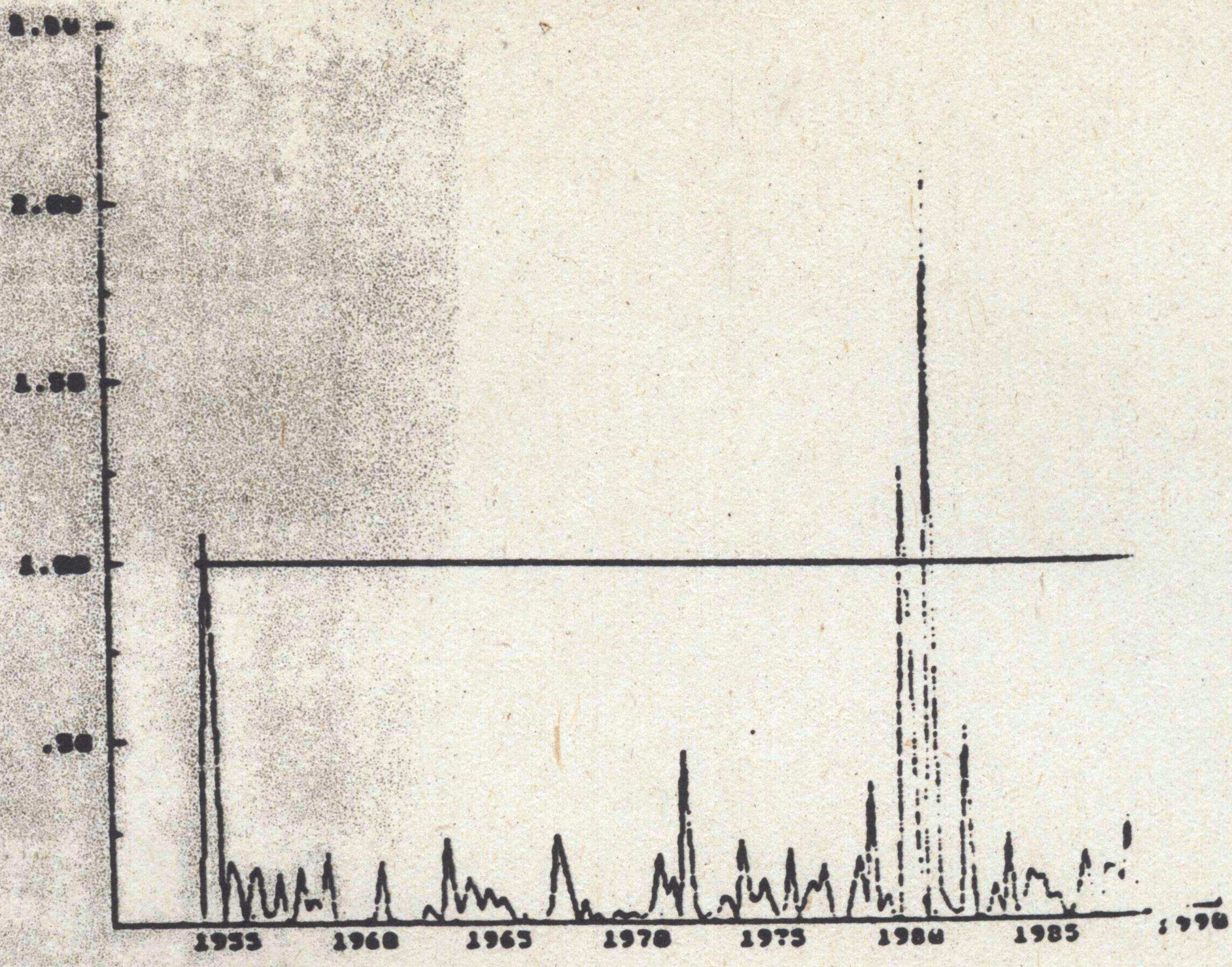
1† CHOLs=_____ 1½ CHOL=_____



RESID =_____ ± 2*S.E.=_____



11 CHOWs=____ 5.000%=____



RESID =____ ± 2-S.E.=____