

KOŞULLU TALEP DENKLEMLERİ VE BİR UYGULAMA (*)

(I_c)

Doç. Dr. Mehmet KAYTAZ(**)

Abstract :

The tests of the restrictions imposed on the demand equations resulted in many cases in the rejection of homogeneity and symmetry restrictions. This is partly due to the high level of aggregation over goods. The construction of sub-demand systems or conditional demand equations provides a finer classification of goods. Hence it may be possible to obtain more valid test results. In this study using the conditional forms of the Rotterdam and Almost Ideal Demand Systems the homogeneity and symmetry restrictions are tested and found compatible with the data on alcoholic drinks consumption in Turkey for the years 1963-81.

Özet :

Bu çalışmada koşullu talep denklem sistemi diye adlandırılan bir alt-talep sistemi oluşturularak Türkiye'de alkollü içkiler verilerine uygulanmıştır. Koşullu talep denklemlerinde mal üzerinden toplulaştırmalar düşük düzeyde olduğu için tüketici teorisinden kaynaklanan kısıtlamaların testi ve sonuçların yorumu daha sağlıklı olmaktadır. Rotterdam ve hemen hemen ideal talep modelleri kullanılarak homojenlik ve simetri testleri yapılmış ve bu hipotezler kabul edilmiştir.

(*) Modellerin tahmininde bilgisayar işlemlerini yapan Mehmet Selçuk Yurttutan ve Mehmet Ali Yalçın'a teşekkür ederim.

(**) Boğaziçi Üniversitesi Ekonomi Bölümü Öğretim Üyesi.

I. GİRİŞ

Son yıllarda talep denklem sistemleri üzerine yapılan ekonometrik çalışmalar daha çok yeni model spesifikasyonu ve bu modellerin ampirik geçerliliğini test etmek yönünde yoğunlaşmıştır. Stone (1954)'un önerdiği doğrusal harcama sistemi (linear expenditure system), Houthakker (1960)'m toplanır logaritmik sistemi (addilog system), Theil (1965, 1975, 1976) ve Barten (1967, 1968)'in Rotterdam modeli, Christensen vd. (1975)'in translog modeli, Deaton ve Muellbauer (1980)'in hemen hemen ideal talep sistemi (almost ideal demand system, AIDS) ve Bewley (1982)'in önerdiği genelleştirilmiş toplanır logaritmik sistem (generalized addilog system) gibi modellerin çeşitli ülkelerin verilerine uygulanmasından çelişkili bulgular elde edilmiştir. Özellikle birçok çalışmada homojenlik ve simetri hipotezleri reddedilmiştir (Barten, 1969; Bryon, 1970; Deaton, 1972 ve 1974; Brown ve Deaton, 1972; Theil, 1975; Deaton ve Muellbauer, 1980; Bewley, 1982; Baldwin vd., 1983).

Homojenlik ve simetri kısıtlamalarının reddedilmesi birkaç nedenle açıklanabilir. Bunlardan birisi de tüm talep denklem sistemlerinin ortak sorunu olan, mallar üzerinden toplulaştırmadır. Sözü edilen çalışmalarda tüm dayanıksız tüketim malları en fazla 10 grupta toplulaştırılmıştır. Bu durum tahmin edilecek parametre sayısının çokluğu ve zaman dizilerinin yetersizliği karşısında kaçınılmaz olmaktadır. Ancak çok kısıtlayıcı varsayımlarla talep teorisine ters düşmeyecek biçimde yüksek düzeyde bir toplulaştırma yapmak mümkün olmaktadır. Diğer taraftan bu varsayımların ampirik geçerlilikleri de ayrı bir konu oluşturmaktadır.

Tüketici talep teorisinin talep denklemleri üzerine getirdiği homojenlik, simetri gibi kısıtlamaların test edilmesinde toplulaştırma sorununun bir ölçüde çözümlenebilecek bir yaklaşım da alt-talep sistemlerinin kurulması olabilir. Böyle bir çalışmayı ilk kez Court (1967) Yeni Zelanda verilerinde kullanarak dört çeşit et talebi için yapmıştır. Daha sonra Theil (1975-1976) Rotterdam modelinden bir alt-talep sistemi türetmiş ve bu sistemi koşullu talep denklemleri (conditional demand equations) diye adlandırmıştır. Koşullu talep denklemlerinin elde edilmesinde, toplanır-ayrılabilirlik (additive separability), yani, bir gruptaki herhangi bir malm marjinal faydasının diğer bir gruptaki bir malmın tüketilen miktarından bağımsız olduğu varsayımları mallar gruplandırılır. Böylece herhangi bir malm talep denklemi dahil olduğu grup içinde ele alınır ve denklemde o gruba ait gelir ya da harcamalar ve fiyatlar bulunur. Kuşkusuz parametrelerin yorumu da değişmektedir.

Bu çalışmada Türkiye için alkollü içkiler koşullu talep denklemleri

tahmin edilmekte ve homojenlik ve simetri testleri yapılmaktadır. Kullanılan koşullu talep denklemleri Rotterdam ve AIDS modellerinden elde edilmiştir. Yazının ikinci bölümünde bu modeller kısaca tanıtılmaktadır. AIDS modelinden koşullu talep denklemlerinin türetilmesi Ek'te verilmiştir. Üçüncü bölümde tahmin yöntemleri, test istatistikleri ve son bölümde de elde edilen bulgular sunulmaktadır.

II. ROTTERDAM VE AIDS MODELLERİ

Modellerde kullanılan notasyonu önceden vermek daha yararlı olacaktır. n toplam mal, n_1 birinci gruptaki n_2 ise ikinci gruptaki mal sayısını göstermektedir. T toplam gözlem sayısıdır.

q_{it} = t yılında i malına olan kişi başına talep

p_{it} = t yılında i malının fiyatı

$Y_t = \sum_i p_{it}q_{it}$ = t yılında toplam kişi başına harcamalar

$w_{it} = p_{it}q_{it}/Y_t$ = t yılında i malının bütçe içindeki payı

$\bar{w}_{it} = (w_{it} + w_{i, t-1})/2$

D = logaritmik fark işlemleyicisi, örneğin $Dx_t = \ln x_t - \ln x_{t-1}$

W_{it} = t yılında birinci gruba dahil malların toplam harcamalar içindeki payı

$\bar{W}_{it} = (\bar{W}_{it} + \bar{W}_{i, t-1})/2$

u_{it} = normal dağılımlı hata terimi, $E(u_{it}) = 0$;

$$\begin{aligned} E(u_{it}u_{js}) &= 0_{ij}, t = s \\ &= 0, t \neq s \end{aligned}$$

Statik tüketici teorisinde tüketicinin geliri ve fiyatları veri olarak almır ve tüketici, fayda fonksiyonunu maksimize ederek dengeye ulaşır.⁽¹⁾ Dengeye tüketicinin hangi maldan ne kadar tüketeceği belirlenir. Gelir ya da fiyatlarda bir değişiklik olması halinde, tüketici yine faydayı maksimize edecek biçimde, tüketeceği malların miktarlarını belirler. Fayda fonksiyonunun maksimizasyonu sonucu herhangi bir malın talebi gelir ve fiyatların bir fonksiyonu olarak elde edilir. Böylece

(1) Gelir ve toplam tüketimin birbirine eşit olduğu varsayılarak gelir ve harcama sözcükleri eş anlamda kullanılmaktadır. Modeller tahmin edilirken gelir yerine harcama rakamları kullanılmıştır.

türetilen talep denklemleri sisteminin biçimi çok geneldir ve sistemin tüketici tercihlerinin rasyonelliğini yansıtabilmesi için denklemlere bazı kısıtlamaların⁽²⁾ koyulması gereklidir.⁽³⁾ Fayda fonksiyonunun maksimizasyon koşullarından ve fayda fonksiyonunun biçimiyle ilgili varsayımlardan çıkartılan bu kısıtlamalar talep denklemlerindeki gelir ve fiyat değişkenlerinin türevlerine sınırlamalar getirir.

Bir talep denklem sistemi değişmeler cinsinden ifade edildiğinde

$$(1) \quad dq_i = \frac{\partial q_i}{\partial Y} dy + \sum_{j=1}^n \frac{\partial q_i}{\partial p_j} dp_j, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

biçiminde yazılır. Sistemdeki herhangi bir fiyat değişmesi tüm malların talebini etkiler. Bir malın talebindeki bu değişme Slutsky ayrışımı olarak bilinen biçimde gelir ve ikame etkisi diye ikiye ayrılır. Slutsky ayrışımı kullanılarak herhangi bir fiyat türevi

$$(2) \quad \frac{\partial q_i}{\partial p_j} = s_{ij} - \frac{\partial q_i}{\partial Y} q_j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n$$

diye yazılabilir. Bir fiyat değişmesi hem nisbi fiyatları hem de gerçek geliri etkiler. s_{ij} , j malının fiyatı değiştiğinde faydanın sabit kaldığı ya da tüketiciye gerçek gelirindeki değişmeyi karşılayacak artı ya da eksi bir tazminat verildiği varsayımı altında i malına olan talepteki değişikliği gösterir. Denklem (2)'in sağ tarafındaki diğer terim ise gerçek gelirdeki değişimin i malına olan talebe etkisini gösterir.

Fayda maksimizasyonunun birinci derecede koşullarından üç grup kısıtlama elde edilir. Birincisi toplama (adding-up) kısıtlamalarıdır. Bu kısıtlamalar bütçe sınırlamasından çıkar ve gelir ya da fiyat değişikliği sonucu oluşan yeni bütçe dağıtımının bütçe sınırlamasına uymasını ve tüm gelirin tüketilmesini sağlarlar. Toplama kısıtlamaları

- (2) Türkçe kaynaklarda «restriction» karşılığı farklı sözcükler kullanılmaktadır. Örneğin Kılıçbay (1980) «sınırlama», Çınar (1980) «kayıt», Özkazanç (1983) «kısıt» sözcüklerini kullanmaktadır. Bu çalışmada «kısıtlama» kullanılmıştır.
- (3) Bu konuda kapsamlı bir tarama için bkz. Bridge (1971), Brown ve Deaton (1972), Philips (1974) ve Barten (1977).

$$(3) \quad \sum_{i=1}^n p_i \frac{\partial q_i}{\partial y} = 1 \quad \text{ve} \quad \sum_{i=1}^n p_i s_{ij} = 0, \quad j = 1, 2, \dots, n$$

diye yazılır. İlk eşitlik Engel, ikincisi ise Cournot toplulaştırma koşulu olarak da bilinir.

İkinci grup kısıtlamalar fiyatlar ve parasal gelir aynı oranlarda değiştiğinde rasyonel bir tüketicinin tüketim kalıbını değiştirmemesini sağlar. Yani talep fonksiyonlarının sıfırmacı dereceden homojen olması gerekmektedir. Homojenlik kısıtlaması

$$(4) \quad \sum_{j=1}^n p_j s_{ij} = 0, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

diye yazılabilir.

Rasyonel bir tüketici için i malındaki fiyat değişmesinin j malı talebine olan ikame etkisi, j malındaki fiyat değişmesinin i malı talebine olan ikame etkisine eşittir. Bu simetri kısıtlamasını oluşturur :

$$(5) \quad s_{ij} = s_{ji}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n$$

Fayda fonksiyonu maksimizasyonunun ikinci derece koşulu kendini ikame etkisinin (own substitution effect) işaretini belirler.

$$(6) \quad s_{ii} \leq 0, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Negatiflik kısıtlaması tazmin edilmiş kendi fiyat esnekliklerinin (own compensated price elasticity) negatif olmasını ve tazmin edilmiş talep eğrilerinin aşağı doğru eğimli olmasını sağlar.

Ayrıca fayda fonksiyonunun biçiminden gelen kısıtlamalar vardır. Örneğin, fayda fonksiyonu toplamır olursa,

$$U = f(u_1(q_1) + u_2(q_2) + \dots + u_n(q_n))$$

o zaman

$$(7) \quad s_{ij} = -\frac{\partial q_i}{\partial y} \frac{\partial q_j}{\partial y}$$

olur. Burada U faydayı, ∂ ise gelirin marjinal faydasının gelir esnekliğinin tersini göstermektedir.

Doğrusal harcamalar sistemi gibi dolaylı ya da dolaysız bir fayda fonksiyonundan türetilen talep sistemleri yanısıra belirli bir fayda fonksiyonuna dayanmayan talep sistemleri de ekonometrik çalışmalarda kullanılmıştır. Rotterdam modeli bu ikinci tip talep sistemlerinden- dir. Tüketici teorisinden kaynaklanan kısıtlamaların sistematik testleri Rotterdam modeliyle başlamıştır. Rotterdam modeli belirli bir fayda fonksiyonuna dayanmamasına karşın herhangi bir talep fonksiyonuna birinci dereceden yaklaşık bir modeldir. Denklem (1)'de verilen genel talep fonksiyonu Slutsky ayrışımı kullanılarak

$$(8) \quad dq_i = \frac{\partial q_i}{\partial y} (dy - \sum_{j=1}^n q_j dp_j) + \sum_{j=1}^n s_{ij} dp_j, \quad i=1,2,\dots,n$$

diye yazılır. Denklem sağı tarafındaki ilk değişken gerçek gelir değiş- melerini göstermektedir; $\sum_j q_j dp_j$ bir Divisia fiyat deflatörüdür. Denk- lem (8) p_i/y ile çarpılıp, $dx \equiv x \ln x$ dönüşümü kullanıldığında Rot- terdam modelinin mutlak fiyat hali

$$(9) \quad w_i d \ln q_i = \mu_i (d \ln y - \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} d \ln p_j,$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

elde edilir. Burada, $\mu_i = (p_i q_i)/y$, i malının marjinal bütçe payımı, $\pi_{ij} = (p_i p_j s_{ij})/y$ ise Slutsky katsayılarını göstermektedir.

Rotterdam modelinde bağımlı değişkenin miktar yerine bütçe payla- rıyla ağırlıklandırılmış logaritmik miktar değişimleri biçimini alması

$$(10) \quad dw_i \equiv w_i d \ln q_i + w_i d \ln p_i - w_i d \ln y$$

özdeşliğinden kaynaklanmaktadır. $w_i d \ln q_i$ bütçe paylarını içsel olarak etkileyen tek terimdir ve dolayısıyla bağımlı değişken olarak kullanıl- ması tüketici teorisinin bir bütçe dağıtım teorisini olduğunu vurgula- maktadır. Ayrıca, aynı özdeşlik i üzerinden toplandığında

$$(11) \quad \sum_{i=1}^n w_i d \ln q_i \equiv d \ln y - \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j$$

elde edilir. $\sum_i w_i d \ln p_i$ bir Divisia fiyat endeksi olduğu için $\sum_i w_i d \ln q_i$ bir

miktar ya da gerçek gelir endeksidir. Böylece gerçek gelir bağımlı değişkenin toplamına eşit olmaktadır. Uygulamalı çalışmalarda Rotterdam talep denklem sistemi

$$(12) \quad \bar{w}_{it} Dq_{1t} = \mu_1 DQ_t + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} Dp_{jt} \quad u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

diye yazılır. Burada $DQ = \sum_i w_i Dq_i$ 'dir.

AIDS modeli, Rotterdam modeli gibi herhangi bir talep sistemine birinci dereceden yaklaşık genel bir sistemdir. Ancak AIDS modeli belirli bir tüketici tercih sıralanmasına dayanmaktadır. FIGLOS (Muellbauer, 1975, 1976) diye adlandırılan bu tercih sıralanması maliyet ya da harcama fonksiyonlarıyla gösterür. Harcama fonksiyonu, fiyatlar veri olduğunda belirli bir fayda düzeyine ulaşmak için asgari harcamaları belirler. Deaton ve Muellbauer (1980)'in seçtikleri harcama fonksiyonu şöyledir:

$$(13) \quad \ln c(u, p) = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j r_{kj} \ln p_k \ln p_j \\ + ub_0 \prod_{k=1}^n p_k^{b_k}$$

Bu fiyatlar ve faydanın (u) bir fonksiyonudur, a_i , b_i ve r_{kj} parametrelerdir. Fayda maksimize eden bir tüketici için, $c(u, p)$ 'ye, yani toplam harcamalara eşittir. Denklem (13)'ün fiyatlara göre logaritmik türevi bütçe payını verir:

$$(14) \quad \frac{\partial \ln c(u, p)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q_i}{Y} = w_i$$

Böylece bütçe payı, fiyatların ve faydanın bir fonksiyonu olarak

$$(15) \quad w_i = a_i + \sum_{j=1}^n v_{ij} \ln p_j + b_i ub_0 \prod_{k=1}^n p_k^{b_k}$$

diye yazılır. Burada $v_{ij} = 1/2 (r_{ij} + r_{ji})$ 'dir. Denklem (13)'de fayda fiyatlar ve harcamalar cinsinden ifade edildiğinde dolaylı fayda fonksiyonu elde edilir. Bu fonksiyon (15)'de ikame edilirse AIDS talep sistemi

$$(16) \quad w_i = a_i + b_i \ln(y/P) + \sum_{j=1}^n v_{ij} \ln p_j$$

biçiminde yazılır. $\ln P$ fiyat endeksidir⁽⁴⁾. Denklem (16) ilk farklar eînsinden ifade edilirse kayım terimi kaybolur ve fiyat endeksi, $\sum_j w_j \ln p_j$ olarak tanımlanırsa AIDS modelinin açıklayıcı deęişkenleri Rotterdam modelinkilerle aynı olur:

$$(17) \quad w_{it} - w_{i,t-1} = b_i \Delta Q_t + \sum_{j=1}^n v_{ij} \Delta p_{jt} + u_{it}, \quad i=1,2,\dots,n$$

Ancak parametrelerin yorumları farklıdır. Rotterdam sisteminde katsayılar marjinal bütçe payları ve Slutsky katsayılarıdır. AIDS modelinde gerçek gelirin etkisini gösteren b_i lüks mallar için pozitif, zaruri mallar için ise negatif deęerler alır, toplamı sifıra eşittir. Her v_{ij} , gerçek gelir sabit kaldığında nisbi fiyat deęişmelerinin bütçe paylarına etkisini gösterir.

Tüm mallar fayda bakımından N sayıda grupta toplanır ve toplanır-ayrılabilirlik varsayımı yapılırsa fayda fonksiyonu

$$U = f(u_1(q_1) + u_2(q_2) + \dots + u_N(q_N))$$

diye yazılır. Bu durumda herhangi bir gruptaki bir malın tüketiminden elde edilen marjinal fayda başka bir gruptaki bir malm tüketilen miktarından etkilenmez. Bu kısıtlama parametrelere aktarıldığında i ve j ayrı gruplardaki malları temsil ederlerse

$$(18) \quad s_{ij} = -\frac{\partial y}{\partial p_j} \left(\frac{\partial q_i}{\partial y} \right) \left(\frac{\partial q_j}{\partial y} \right) \text{ ya da}$$

$$\Pi_{ij} = -\frac{\partial u_i}{\partial p_j}$$

diye ifade edilir. Toplanır-ayrılabilirlik varsayımı altında her gruba ait grup talep denklemleri oluşturulur. Koşullu talep denklemleri her bir

(4) AIDS modelinde fiyat endeksi, $\ln p = a_0 + \sum_k a_k \ln p_k - 1/2 \sum_j \sum_k v_{kj} \ln p_k \ln p_j$ olarak tanımlanır. Ancak fiyat endeksinin $\ln P = \sum_i w_i \ln p_i$ olarak alınması uygulamada önemli bir fark yaratmamaktadır (bkz. Deaton ve Muellbauer, 1980).

malın kendi grubu içinde ele alınmasından ortaya çıkan talep sistemidir. Birazdan görüleceği gibi, bu sistemde sadece o gruba ait fiyatlar ve harcamalar yer alır ve parametrelerin yorumu grup içindeki değişmelere göre yapılır. Bu sistemin önemli üstünlüğü, düşük düzeyde toplulaştırmaya olanak vermesidir. Bu nedenle tüketici teorisinin talep denklemlerine koyduğu kısıtlamaların testleri daha güvenilir olacaktır.

Rotterdam modeli koşullu talep denklemleri (bkz. Theil 1976, 1981) ilgilendiğimiz mallar S_1 grubunda toplanırsa

$$(19) \quad \frac{\bar{w}_{it}}{\bar{w}_{1t}} Dq_{it} = \frac{\mu_i}{M_1} DQ_{1t} + \sum_{j \in S_1} \frac{1}{\bar{w}_{1t}} (\pi_{ij} - \frac{\emptyset \mu_i \mu_j M_2}{M_1}) Dp_{jt} \\ + \frac{1}{\bar{w}_{1t}} (u_{it} - \frac{\mu_i}{M_1} \sum_{j \in S_1} u_{jt}) \quad , \quad i \in S_1$$

ya da kısaca

$$(19. a) \quad \bar{w}_{it}^* Dq_{it} = \mu_i^* DQ_{1t} + \sum_{j \in S_1} \pi_{ij}^* Dp_{jt} + u_{it}^* \quad , \quad i \in S_1$$

diye yazılır. AIDS tipi koşulla talep denklemi ise

$$(20) \quad \left(\frac{w_i}{w_1} \right)_t - \left(\frac{w_i}{w_1} \right)_{t-1} = \left(\frac{b_i}{M_1} - \frac{K_{it} B_1}{\bar{w}_{1t} M_1} \right) DQ_{1t} \\ + \sum_{j \in S_1} \frac{1}{\bar{w}_{1t}} \left(v_{ij} - \frac{\emptyset \mu_i \mu_j M_2}{M_1} - \frac{\mu_i \bar{w}_{jt} (1 - \bar{w}_{1t})}{M_1} \right) Dp_{jt} \\ + \frac{1}{\bar{w}_{1t}} \left(u_{it} - \frac{\mu_i}{M_1} \sum_{j \in S_1} u_{jt} \right) \quad , \quad i \in S_1$$

ya da kısaca

$$(20 a) \quad w_{it}^* = b_i^* DQ_{1t} + \sum_{j \in S_1} v_{ij}^* Dp_{jt} + u_{it}^* \quad , \quad i \in S_1$$

diye ifade edilir. Bu denklemlerde M_1 , S_1 grubunun marjinal bütçe payını, M_2 ise diğer grubun marjinal bütçe payını göstermektedir. B_i , b_i 'lerin toplamıdır. $DQ_i = \sum_i (w_i/W_i)$ Dq_{jS_1} grubunda yapılan gerçek harcamalar endeksidir.

Her iki modele de kısıtlamalar kolayca yerleştirilebilir. Toplama kısıtlamaları

$$(21) \quad \sum_i \mu_i^* = 1 ; \quad \sum_i \pi_{ij}^* = 0$$

ve

$$\sum_i b_i^* = 0 ; \quad \sum_i v_{ij}^* = 0 \quad , i, j \in S_1$$

homojenlik kısıtlamaları

$$(22) \quad \sum_j \pi_{ij}^* = 0 \quad \text{ve} \quad \sum_j v_{ij}^* = 0 \quad , i, j \in S_1$$

ve simetri kısıtlamaları ise

$$(23) \quad \pi_{ij}^* = \pi_{ji}^* \quad \text{ve} \quad v_{ij}^* = v_{ji}^* \quad , i, j \in S_1$$

diye yazılır.

III. TAHMİN YÖNTEMLERİ VE TEST İSTATİSTİKLERİ

Talep denklem sistemlerinin tahminlerinde genellikle gelir ve fiyatlar dışsal olarak alınır. Hata terimlerine ilişkin olarak

$$\begin{aligned} E(u_{it} u_{js}) &= \sigma_{ij}, \quad t = s \\ &= 0, \quad t \neq s \end{aligned}$$

ya da matris notasyonu ile

$$E(uu') = \Omega \oplus I$$

varsayımları yapılır. u $n \times T$ boyutunda bir vektör, I ise T büyüklüğünde bir birim matrisidir. Bu durumda talep sistemi görünüşte bağılantısız bir regresyon denklemleri modeli biçimindedir. Ancak Ω matrisi tekildir,

çünkü toplama kısıtlamasından dolayı $\sum_{i=1}^n u_i = 0$ 'dır. Bu nedenle denklemlerden herhangi birisi tahmin dışı bırakılabilir ve bu parametrelerin tahmini toplama kısıtlaması kullanılarak yapılır.

Her denklemde bağımsız değişkenlerin (gelir ve fiyatlar) aynı olması iki sonuç doğurur. Birincisi n-1 sayıda denkleme uygulanan genelleştirilmiş en küçük kareler (GEKK) yönteminin tek tek denklemlere uygulanan en küçük kareler (EKK) yöntemiyle aynı tahminleri vermesidir. İkincisi ise her denklemin EKK yöntemiyle tahmin edilmesiyle toplama kısıtlamasının otomatikman sağlanmasıdır.

Bu çalışmadan önce n-1 denklem EKK yöntemiyle tahmin edilmiş ve toplama kısıtlaması kullanılarak n'inci denklemin parametrelerinin tahmini yapılmıştır. Daha sonra homojenlik hipotezi test edilmiştir. Bu test tüm sistem yerine tek tek denklemlere uygulanmış ve böylece test sonuçlarının açıklanmasının daha sağlıklı olacağı düşünülmüştür⁽⁵⁾. Test istatistiği ise parametrelerin üzerindeki doğrusal kısıtlamaların testinde kullanılan olağan

$$H = \hat{\beta}' R' (R(X'X)^{-1}R')^{-1} R\hat{\beta} / \hat{\sigma}^2$$

istatistiğidir (Bkz. Theil, 1971). Burada β , EKK yöntemiyle elde edilen $(n+1) \times 1$ boyutunda parametre tahmin vektörünü, $X, Tx(n+1)$ boyutunda bağımsız değişken matrisini, $\hat{\sigma}^2$ hata terimi varyansı tahminini, R ise $1 \times (n+1)$ boyutunda homojenlik kısıtlama matrisini göstermektedir. Homojenlik hipotezi doğru olduğunda, $H, 1$ ve $T-(n+1)$ serbestlik dereceleriyle F dağılımına sahiptir.

İkinci aşamada denklem (22) kullanılarak homojenlik kısıtlaması denklemlere yerleştirilmiş ve parametreler aynı biçimde tahmin edilmiştir. Sonra homojenlik veri olduğunda, simetri testi yapılmıştır. Simetri testi asimtotik bir testtir ve uygulamalı çalışmalarda genellikle en çok olabilirlik yöntemi (maximum likelihood) kullanıldığı için olabilirlik oranına (likelihood ratio) bağlı çeşitli test istatistikleri geliştirilmiştir (bkz. Deaton, 1972, 1974; Barten, 1977; Baldwin vd., 1983). Bu çalışmada Wald istatistiği kullanılmıştır. Wald istatistiği asimptotik olarak olabilirlik oranına eşittir (bkz. Bryon, 1970). Wald istatistiği

$$W = \hat{\beta}' R' (R(\hat{\Omega}^* \otimes (\bar{X}'\bar{X})^{-1})R')^{-1} R\hat{\beta}$$

diye yazılır. Burada β $n(n-1) \times 1$ boyutunda homojenlik kısıtlama parametre tahmin vektörünü, X, Txn boyutunda homojenlik kısıtlamalı

(5) Tüm sistem homojenlik testi genellikle Wald istatistiğiyle yapılmaktadır. Ayrıca Hotelling T^2 'si de kullanılmaktadır.

bağımsız değişken matrisini, $R, (n-1) \times (n-1)$ boyutunda simetri kısıtlama matrisini ve Ω^* ise $(n-1) \times (n-1)$ boyutunda hata terimi varyans-kovaryans matrisinin ilk aşama tahminini göstermektedir. W 'nin dağılımı simetri hipotezi doğru olduğunda $n-1$ serbestlik derecesiyle X^2 'dir.

Simetri testinin yapılmasından sonra simetri kısıtlamaları (23) kullanılarak modele yerleştirilmiştir. Bu kısıtlamalar denklemler arası kısıtlamalar olduğu için sistemin eş anlolu tahmini gereklidir. Bu nedenle Zellner yöntemi diye bilinen iki aşamalı geliştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle parametreler tahmin edilmiştir (Zellner, 1962; Kılıçbay, 1980). En çok olabilirlik yöntemiyle elde edilen tahminlerin asimtotik özellikleri Zellner yöntemininkilerle aynıdır.

IV. UYGULAMA VE SONUÇLAR

Bu çalışmada Türkiye'de 1963-81 yıllarında alkollü içki talebi incelenmiştir. İçkiler rakı, bira, şarap ve diğerleri olmak üzere dört grupta toplanmıştır. Alkollü içkilerin seçilmesinin nedeni verilerin kolay toplanabilir ve daha güvenilir olmasından kaynaklanmaktadır. Yine de kaçak olarak yurda giren içkilerin miktar ve fiyatlarını tahmin etmek olanağı bulunmadığından bunlar çalışmada ele alınamamıştır. Veriler DİE ve DPT'nin yayınlanmış ve Tekel Genel Müdürlüğü'nün yayınlanmamış verilerinden oluşmaktadır. Kullanılan veriler EK H'de verilmektedir. Verilerle ilgili bazı sorunlar izleyen paragraflarda ele alınacaktır.

Regresyonlarda harcamalar ve tüketim kişi başına rakamlardır. Çizelge I'de EKK yöntemiyle bulunmuş sonuçlar verilmektedir. Toplama kısıtlamaları EKK yöntemiyle otomatikman sağlandığı için bu çizelgede verilen sonuçlar kısıtlamasız olarak adlandırılmıştır. Regresyon katsayıları yanında esneklik tahminleri de verilmiştir. Her iki modelde de esneklikler sabit değildir. Harcama esneklikleri Rotterdam modelinde

$\hat{\mu}_1^* / \bar{w}_{1t}^*$, AIDS modelinde ise $(\hat{b}_1^* / \bar{w}_{1t}^* + 1)$ 'dir. Rotterdam modelinde fiyat esneklikleri $(\hat{\pi}_{1j}^* - \hat{\mu}_1^* \bar{w}_{1t}^*) / \bar{w}_{1t}^*$, AIDS modelinde kendi fiyat esneklikleri $(\hat{v}_{1j} / \bar{w}_{1t} - \hat{b}_1^* - 1)$, çapraz fiyat esneklikleri ise $(\hat{v}_{1j}^* - \hat{b}_1^* \bar{w}_{1t}^*) / \bar{w}_{1t}^*$ 'dir

Bu nedenle \bar{w}_1^* ve w_1^* değişkenlerinin örnek ortalamaları kullanılmıştır. Çizelge I ve H'de verilen Durbin-Watson istatistikleri için %5 anlamlılık derecesinde alt sınırlar sırasıyla 0.86 ve 0.97, üst sınırlar ise sırasıyla 1.85 ve 1.68'dir.

Çizelge I'de H sütununda homojenlik test istatistiğinin değerleri verilmektedir. F dağılımının 1 ve 14 serbesti derecesiyle %5'lik değeri 4.60'dur. Bu durumda Rotterdam modelinde tümüyle, AIDS modelinde

bira dışında içkilerde homojenlik hipotezi kabul edilmektedir. Homojenlik hipotezi fayda maksimize eden bir tüketicinin rasyonel davranışının göstergelerinden birisidir. Fiyatlar ve gelir aynı oranlarda değiştiğinde tüketici talep yapısını değiştirmeyecektir. Aksi takdirde para aldanmasına maruz kalacaktır. Bira talebinde homojenlik hipotezinin reddi bir ölçüde açıklanabilir. Bira nisbi olarak alkollü içkiler arasında en ucuzudur. Bira fiyatlarındaki artış özellikle son yıllardaki yüksek enflasyon düzeyinde tüketiciye önemli bir artış olarak görünmemiş olabilir.

Çizelge II'de homojenlik kısıtlama parametre ve esneklik tahminleri verilmektedir. Her iki modelde de bira denkleminde ait standard hatalarda bir artış görülmektedir. Ayrıca AIDS bira denklemi R^2 ve D-W istatistiğinde önemli bir düşüş göze çarpmaktadır⁽⁶⁾. Bu aşamada Ω^* tahmin edilmiş ve simetri testi yapılmıştır. Rotterdam modelinde test istatistiğinin değeri 6.52, AIDS modelinde ise 5.37 olarak bulunmuştur. 3 serbestlik derecesinde X^2 değeri 7.81'dir. Bu durumda her iki modelde de homojenlik veri alındığında simetri hipotezi kabul edilmiştir. Bu kısıtlamaların denklemlere koyulmasıyla elde edilen sonuçlar Çizelge III'de verilmektedir.

Çizelgeler incelendiğinde elde edilen sonuçların diğer çalışmalardan pek farklı sonuçlar vermediği görülmektedir. Kısıtlamasız tahminlerde her iki modelde de 20 katsayıdan 5'i anlamlı çıkmaktadır. Homojenlik kısıtlaması modellere yerleştirildiğinde anlamlı katsayı sayısı Rotterdam modelinde 7'ye çıkarken AIDS modelinde 4'e düşmektedir. Simetri kısıtlaması da modellere yerleştirildiğinde anlamlı katsayı sayısı Rotterdam modelinde 9'a, AIDS modelinde ise 5'e yükselmektedir. Yanlış işaretli katsayılar ise kısıtlamasız tahminlerde her iki modelde de 8 iken, homojenlik ve simetri kısıtlamaları tahminlerde Rotterdam modelinde 4'e, AIDS modelinde ise 5'e düşmektedir. Tahminler bir ölçüde talep çalışmalarının önemli sorunlarından biri olan çoklu doğrusal bağlantıdan etkilenmiş olabilir. Sistemik bir çoklu doğrusal bağlantı testi yapılmamış olmasın rağmen fiyat değişkenleri arasındaki basit korelasyon katsayılarının yüksek olması (0.70-0.90) çoklu doğrusal bağlantının varlığına işaret etmektedir.

(6) Deaton ve Muellbauer (1980)'e göre homojenlik kısıtlamasının modele yerleştirilmesi otokorelasyona yol açmaktadır. Gerek Deaton ve Muellbauer'in, gerekse de bu çalışmada elde edilen bulguların incelenmesi Deaton ve Muellbauer'in gözleminin şöyle düzeltilmesi yönündedir. Homojenlik kısıtlaması modele yerleştirildiğinde D-W istatistiğinde bir değişme olmaktadır. Ancak bu değişme homojenlik hipotezinin reddedildiği durumlarda otokorelasyona ya da D-W istatistiğinin kararsızlık bölgesinde bir değer almasına yol açmaktadır. Aksi takdirde değişme çok az olmaktadır.

ÇİZELGE I. KISITLAMASIZ PARAMETRE TAHMİNLERİ, HOMOJENLİK TESTLERİ VE ESNEKLİKLER
(Standart Hatalar Parantez İçinde)

Rotterdam Modeli

AIDS Modeli

Mal i	μ_i^*	π_{11}^*	π_{12}^*	π_{13}^*	π_{14}^*	H	R ²	D.W.	b_{11}^*	v_{12}^*	v_{13}^*	v_{14}^*	H	R ²	D.W.	
Rakı	0.6905 (0.081)	-0.0301 (0.066)	0.0354 (0.047)	0.0300 (0.046)	0.0003 (0.033)	1.96	0.862	1.99	0.076 (0.076)	0.062 (0.062)	0.044 (0.044)	0.043 (0.043)	0.031 (0.031)	2.27	0.679	1.96
Bira	0.0717 (0.056)	0.0784 (0.029)	-0.1183 (0.021)	0.0191 (0.020)	-0.0098 (0.015)	1.36	0.750	1.92	-0.0442 (0.021)	-0.0070 (0.017)	-0.0102 (0.012)	0.0150 (0.012)	-0.0288 (0.009)	13.35	0.665	1.86
Şarap	-0.0007 (0.010)	0.0140 (0.009)	0.0001 (0.086)	-0.0182 (0.006)	0.0060 (0.004)	0.34	0.469	1.53	-0.0165 (0.010)	0.0038 (0.008)	-0.0014 (0.006)	-0.0044 (0.006)	0.0035 (0.004)	0.23	0.301	1.43
Diğer	0.2385 (0.073)	-0.0622 (0.060)	0.0628 (0.043)	-0.0309 (0.041)	0.0035 (0.030)	0.09	0.540	1.59	0.0476 (0.078)	-0.2077 (0.063)	0.0606 (0.045)	-0.0226 (0.044)	0.1614 (0.032)	0.12	0.696	1.67

Harcama ve Fiyat Esneklikleri

Rakı	1.0010	-0.6469	-0.0797	0.0237	-0.1392	1.0190	-0.7090	-0.0731	0.0171	-0.2024
Bira	0.5477	0.2211	-0.9754	0.1351	-0.1622	0.6523	0.1867	-1.0359	0.1246	0.1550
Şarap	-0.0354	0.7315	0.0097	-0.9185	0.3037	0.1495	0.7855	0.0361	-1.2103	0.3165
Diğer	1.4955	-1.4214	0.3234	-0.2233	-0.2166	1.2975	-1.5044	0.8410	-0.1470	-0.0389

ÇİZELGE II. HOMOJENLIK KISITLAMALI PARAMETRE TAHMİNLERİ VE ESNEKLİKLER
(Standart Hatalar Parantez İçinde)

Rotterdam Modeli

AIDS Modeli

Mal i	μ_i^*	π_{11}^*	π_{12}^*	π_{13}^*	π_{14}^*	R ²	D.W.	b_{11}^*	V_{12}	V_{12}^*	V_{13}^*	V_{14}^*	R ²	D.W.
Rakı	0.6681 (0.082)	-0.0584 (0.066)	0.0118 (0.045)	0.0483 (0.045)	-0.0042 (0.034)	0.842	2.00	-0.0083 (0.077)	0.1845 (0.062)	-0.0728 (0.043)	0.6309 (0.042)	-0.1426 (0.032)	0.626	1.93
Bira	0.0910 (0.042)	0.1009 (0.033)	-0.0079 (0.023)	0.0030 (0.023)	-0.0060 (0.016)	0.616	1.79	-0.0260 (0.031)	0.0144 (0.025)	0.0091 (0.017)	-0.0003 (0.017)	-0.0282 (0.018)	0.213	1.32
Şarap	-0.0019 (0.010)	0.0126 (0.008)	-0.0012 (0.005)	-0.0172 (0.006)	0.0053 (0.004)	0.457	1.60	-0.0175 (0.009)	0.0027 (0.007)	-0.0024 (0.005)	-0.0037 (0.005)	0.0034 (0.004)	0.290	1.49
Diğer	0.2428 (0.070)	-0.0572 (0.056)	0.0873 (0.039)	-0.0845 (0.088)	0.0044 (0.029)	0.537	1.61	0.0528 (0.074)	-0.2016 (0.059)	0.0661 (0.041)	-0.0270 (0.040)	0.1625 (0.031)	0.693	1.70

Harcama ve Fiyat Esneklikleri

Rakı	0.9687	-0.7499	-0.1097	-0.0516	-0.1606	0.866	-0.7246	-0.1033	0.0448	-0.2085
Bira	0.6952	0.2913	-0.8389	0.0092	-0.1567	0.7953	0.2547	-0.9025	0.0016	-0.1496
Şarap	-0.0960	0.7025	-0.0480	-0.3568	0.8082	0.0979	0.7645	-0.0089	-1.1782	0.3196
Diğer	1.5223	-1.4085	0.3491	-0.2464	-0.2152	1.3300	-1.4888	0.3711	-0.1752	-0.0372

ÇİZELGE III. SİMETRİ KISITLAMALI TAHMİNLER VE ESNEKLİKLER
(Standart Hatalar Parantez İçinde)

Mal i	Rotterdam Modeli					AIDS Modeli				
	μ_i^*	π_{i1}^*	π_{i2}^*	π_{i3}^*	π_{i4}^*	b_i^*	V_{i1}^*	V_{i2}^*	V_{i3}^*	V_{i4}^*
Raki	0.6881 (0.070)	-0.0906 (0.039)	0.1182 (0.022)	0.0102 (0.006)	-0.0379 (0.029)	0.0060 (0.003)	0.1363 (0.033)	0.0204 (0.016)	0.0011 (0.006)	-0.1578 (0.025)
Bira	0.0910 (0.032)		-0.1283 (0.021)	0.0035 (0.005)	0.0066 (0.014)	-0.0264 (0.026)		-0.0001 (0.015)	-0.0006 (0.004)	-0.0209 (0.011)
Şarap	-0.0016 (0.008)			-0.0177 (0.004)	0.0040 (0.002)	-0.0171 (0.002)			-0.0044 (0.004)	0.0027 (0.003)
Diğer	0.2226 (0.060)				0.0273 (0.006)	0.0375 (0.063)				0.1760 (0.004)
Harcama ve Fiyat Esneklilikleri										
Raki	0.9976	-0.8194	0.0417	-0.0050	-0.2141	1.8094	-0.8094	0.0283	0.0014	-0.2290
Bira	0.6949	0.4239	-1.0715	0.0129	-0.0804	0.7926	0.3040	-0.9744	0.0087	-0.1310
Şarap	-0.0815	0.5710	0.1873	-0.8923	0.3462	0.1196	0.6713	0.1439	-1.2275	0.2817
Diğer	1.3950	1.1995	-0.1411	-0.0026	-0.7393	1.2344	-1.1437	-0.1605	0.0124	0.0625

Denklemler tek tek incelendiğinde diğer içkiler denkleminin kendi fiyat katsayısının anlamlı olmasına rağmen işaretinin yanlış olması ve şarap denkleminin en küçük R^2 'e sahip olması ve gelir katsayısının negatif olması göze çarpmaktadır. Bu durum çoklu doğrusal bağlantının yanısıra verilerin niteliğinden de kaynaklanmış olabilir. Diğer içkiler grubu votka gibi yüksek alkol dereceli içkiler yanında likör gibi düşük alkol dereceli içkileri de kapsamaktadır. Ayrıca diğer içkilerin bütçe payı 1969'dan itibaren önemli sayılabilecek bir artış göstermektedir. Bu artış zevk değişmelerinin bir göstergesi olarak düşünülebilir. Modelin statik olması ve zevk değişmesi gibi dinamik faktörleri içermemesi de pozitif işaretli kendi fiyat katsayısını açıklayan nedenlerden biri olabilir.(7) Türkiye'de şarap üretimi hem Tekel hem de özel sektör tarafından yapılmaktadır. Şaraplar sofrta, kalite ve köpüklü olarak sınıflandırılmakta ve bir kısmının sadece yöresel pazarı mevcuttur. Bu çalışmada kullanılan şarap verilerinin şarap üretim ve tüketiminin sözü edilen özelliklerini yansıttığı söylenemez. Diğer taraftan tüketiminde 1966'dan itibaren bir düşüş vardır ve önemli sayılabilecek bir varyasyon görülmemektedir. Bu durumda şarap denkleminin düşük R^2 'si ve grup içinde zaruri bir mal olarak görünmesi bir ölçüde açıklanabilmektedir. Ancak R^2 'nin bu kadar düşük olması şarap talebinde gelir ve fiyatlar dışında faktörlerin önemli etkisi olduğunu göstermektedir.

Rotterdam ve AIDS modelleri karşılaştırıldığında Rotterdam modeli gerek anlamlı katsayı ve uyum bakımından, gerekse de homojenlik testi bakımından daha iyi sonuçlar vermiştir. Ancak başka kıstaslar kullanıldığında farklı sonuçlar elde edilebilir.(8) Diğer taraftan bu tip karşılaştırmaların geçerli olabilmesi için hipotezlerin «yuvalanmış» («nested») olması gerekmektedir.

Bu çalışmadan çıkan ana sonuçlar mallar üzerinden yapılan toplulaştırma düşük düzeyde tutulursa tüketicinin rasyonelliğini gösteren kısıtlamaların testinin daha güvenilir sonuçlar vermesidir. Koşullu talep denklemleri düşük düzeyde toplulaştırma gerektirdiği için her bir malın özelliği daha belirgin olmaktadır. Bu nedenle elde edilen sonuçların yorumu daha sağlıklı olabilmektedir. Diğer bir yaklaşım ise ta-

(7) Teorik olarak her iki modelde de yeri olmamasına rağmen tüm denklemlere bir kayım terimi, yani bu durumda trend eklenmiş ve tahminler yapılmıştır. Fakat trend katsayısı anlamsız çıkmış ve diğer katsayılarda önemli bir değişikliğe rastlanmamıştır. Bu nedenle sözü edilen sonuçlar verilmemektedir.

(8) Örneğin Klavmarken (1979) on değişik modeli karşılaştırmaktadır. Klavmarken'in bulgularına göre Rotterdam modeli verilere uyum bakımından üstün, öngörü yeteneği bakımından ise diğer modellere göre orta derecede başarılı göstermektedir.

lep modellerinin koşullu talep modelleriyle birlikte ele alınmasıdır. Böylece sonuçların karşılaştırılması daha geçerli olacaktır.

EK I: AIDS Modelinde Koşullu Talep Denklemleri

AIDS modeli diferansiyeller biçiminde ifade edildiğinde her zaman dilimi t için

$$(E1) \quad dw_i = b_i d\ln(y/P) + \sum_{j=1}^n v_{ij} d\ln p_j + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

diye yazılabilir. Bu modelde Slutsky katsayılarının

$$\pi_{ij} = v_{ij} + w_i w_j^{-1} \delta_{ij}$$

olduğu gösterilebilir; δ_{ij} Kronecker deltasıdır. Denklem (E1) Slutsky katsayıları emsinden yazıldığında

$$(E2) \quad dw_i = b_i d\ln(y/P) + \sum_{j=1}^n (\pi_{ij} - w_i w_j + w_i \delta_{ij}) d\ln p_j + u_i$$

olur. Fayda fonksiyonunun toplanır - ayrılabilir olduğunu varsayarak tüm malları S_1 ve S_2 diye iki gruba ayırırsak, eğer i ve j ayrı gruplardaki malları gösterirse Slutsky katsayısı

$$\pi_{ij} = -\phi \mu_i \mu_j$$

dir. Böylece i malı S_1 grubunda olduğunda (E2) şöyle yazılabilir:

$$(E3) \quad dw_i = b_i d\ln(y/P) + \sum_{j \in S_1} (\pi_{ij} - w_i w_j + w_i \delta_{ij}) d\ln p_j - \sum_{j \in S_2} (\phi \mu_i \mu_j + w_i w_j) d\ln p_j + u_i$$

(E3)'ü üzerinden toplarsak S_1 grubundaki malların toplam talep denklemini elde ederiz:

$$(E4) \quad dw_1 = b_1 d\ln(y/P) + \sum_{j \in S_1} (\phi M_2 \mu_j^{-1} - w_j W_1 + w_j) d\ln p_j - \sum_{j \in S_2} (\phi M_1 \mu_j + w_j W_1) d\ln p_j + \sum_{i \in S_1} u_i, \quad 1 \in S_1$$

Denklem (E4)'ün elde edilmesinde

$$\sum_{j \in S_1} \pi_{ij} = \emptyset M_2 \mu_j \quad \text{eşitliği}$$

kullanılmıştır. Denklem (E4)'ü μ_i/M_1 ile çarpıp (E3)'den çıkartırsak

$$(E5) \quad dw_i = \frac{\mu_i}{M_1} dw_1 + (b_i - \frac{\mu_i B_1}{M_1}) d \ln(y/P) + \sum_{j \in S_1} v'_{ij} d \ln p_j \\ + \sum_{j \in S_2} (\frac{\mu_i w_j w_1}{M_1} - w_i w_j) d \ln p_j + u'_i, \quad i \in S_1$$

denklemini elde ederiz. Burada

$$v'_{ij} = \pi_{ij} - w_i w_j + w_i \delta_{ij} - \frac{\emptyset \mu_i \mu_j M_2}{M_1} + \frac{\mu_i w_j w_1}{M_1} - \frac{\mu_i w_j}{M_1} \\ = v_{ij} - \frac{\emptyset \mu_i \mu_j M_2}{M_1} + \frac{\mu_i w_j w_1}{M_1} - \frac{\mu_i w_j}{M_1} \quad \text{ve}$$

$$u'_i = u_i \frac{\mu_i}{M_1} \sum_{i \in S_1} u_i \text{ 'dir.}$$

Denklem (E5)'in koşullu talep denklemi haline gelebilmesi için S_2 grubuna ait fiyat ve harcama terimlerinden arındırılması gerekmektedir. Genel fiyat endeksi,

$$d \ln P \equiv \sum_{j \in S_1} w_j d \ln p_j + \sum_{j \in S_2} w_j d \ln p_j \quad \text{ya da} \\ = d \ln P_1 + d \ln P_2$$

biçiminde ifade edilerek (E5)'de yerine konulduğunda

$$(E6) \quad dw_i = \frac{\mu_i}{M_1} dw_1 + (b_i - \frac{\mu_i B_1}{M_1}) d \ln y - (b_i - \frac{\mu_i B_1}{M_1}) (d \ln P_1 + d \ln P_2)$$

$$+ \sum_{j \in S_1} v'_{ij} d \ln p_j + (\frac{\mu_i w_1}{M_1} - w_i) d \ln P_2 + u'_i$$

elde edilir. AIDS modelinde i in alının marjinal bütçe payının

$$\mu_i = b_i + w_i$$

ve s_1 grubunun marjinal bütçe payını

$$M_1 = B_1 + W_1$$

olduğu gösterilebilir. Bu eşitlikler (E6)'ya yerleştirildiğinde $\ln P_2$ terimleri birbirini götürür. S_1 grubuna yapılan harcamaların değerini Q_1 olarak yazarsak W_1 'i Q_1/y diye ifade edebiliriz. Ayrıca $dW_1 = W_1 \ln W_1$,

$$dW_1 = W_1 \ln \left(\frac{Q_1}{Y} \right) = W_1 \ln Q_1 - W_1 \ln Y \text{ özdeşliklerini ve}$$

$M_1 = b_1 + w_1$ eşitliğini kullanırsak

$$(E7) \quad dw_1 = w_1 (d \ln Q_1 - d \ln Y) + \frac{b_1 W_1 - w_1 B_1}{M_1} (d \ln Q_1 - d \ln P_1)$$

$$+ \sum_j \epsilon_{s_1} v'_{ij} d \ln p_j + u'_i \quad \text{ve}$$

$$(E8) \quad dw_1 = w_1 d \ln W_1 + \frac{b_1 W_1 - w_1 B_1}{M_1} d \ln Q_1 + \sum_j \epsilon_{s_1} v'_{ij} d \ln p_j + u'_i$$

denklemlerini elde ederiz. (E8)'in her iki tarafını da W_1 'e bölerek $dw_1 = w_1 d \ln W_1$ özdeşliğini kullanırsak AIDS modeli koşullu talep denklemini elde ederiz:

$$(E9) \quad \frac{w_i}{W_1} d \ln \left(\frac{w_i}{W_1} \right) = \frac{b_1 W_1 - w_1 B_1}{W_1 M_1} d \ln Q_1 + \sum_j \epsilon_{s_1} \frac{v'_{ij}}{W_1} d \ln p_j$$

EK II: Veriler

Fiyatlar (TL/Litre

Yıl	Rakı	Bira	Şarap	Diğer
1962	16.5900	2.0000	2.0200	15.4300
1963	19.5300	2.8400	2.0500	17.9300
1964	19.5800	2.6200	2.0900	18.3300
1965	19.6100	2.5000	2.0900	20.4400
1966	19.7200	2.5000	2.1400	19.3400
1967	21.1300	2.9600	2.5200	21.4500
1968	21.4000	3.0000	2.7400	21.9600
1969	28.9400	3.0000	3.0300	21.8000
1970	34.4700	3.0000	2.9600	34.5500
1971	36.5500	3.3000	2.9500	34.9500
1972	37.3500	3.5000	2.9900	34.6600
1973	37.2500	3.5000	2.9300	40.6500
1974	38.8400	5.3800	3.3900	41.1900
1075	58.7200	6.0000	8.2200	53.1300
1976	58.9700	6.0000	9.4700	65.4000
1977	79.2200	7.5000	11.8500	103.6400
1978	118.9800	9.1600	13.6800	187.9700
1979	219.1100	18.1200	33.5700	526.1400
1980	477.6000	35.4200	80.4000	838.1000
1981	777.7000	60.0000	128.8000	921.8600

Tüketim (Litre/Kişi)

1962	.4539	1.2768	.1636	.0757
1963	.4383	1.3484	.2278	.0721
1964	.4211	1.4331	.2252	.0731
1965	.4375	.9732	.2217	.0740
1966	.5092	1.1978	.2108	.0745
1987	.5317	1.4032	.1424	.0885
1968	.5635	1.3038	.1265	.1771
1969	.5213	1.2770	.1432	.1818
1970	.4914	.8546	.1931	.1299
1971	.5564	.8138	.1628	.1422
1972	.6396	.7900	.1577	.1588
1973	.7350	1.1004	.1663	.1951
1974	.7989	.7978	.1555	.2318
1975	.9090	.8983	.0659	.1746
1976	.9772	.9865	.0836	.1948
1977	1.0925	1.1282	.1282	.1827
1978	1.0080	.9857	.1661	.1676
1979	.9407	1.0832	.1435	.1666
1980	1.0856	1.2262	.1460	.1569
1981	.9393	1.2539	.1021	.1307

Grup İçinde Paylar

					Toplam tüketim içinde alkollü içkiler payı
1962	.6704	.1959	.0294	.1041	.0072
1963	.6801	.1800	.0371	.1027	.0071
1964	.6644	.1896	.0379	.1079	.0069
1965	.6588	.1893	.0355	.1161	.0070
1966	.6805	.1911	.0305	.0976	.0072
1967	.6845	.1777	.0213	.1157	.0074
1968	.6169	.1662	.0177	.1990	.0081
1969	.6513	.1588	.0137	.1711	.0089
1970	.6575	.1460	.0221	.1742	.0089
1971	.6778	.1404	.0160	.1656	.0079
1972	.6907	.1364	.0136	.1591	.0076
1973	.6707	.1228	.0119	.1943	.0075
1974	.6695	.1129	.0113	.2060	.0061
1975	.7565	.1018	.0100	.1315	.0077
1976	.7241	.1057	.0099	.1601	.0069
1977	.7410	.0837	.0130	.1622	.0082
1978	.7400	.0721	.0140	.1737	.0061
1979	.6562	.0493	.0153	.2791	.0094
1980	.7508	.0417	.0170	.1904	.0105
1981	.8013	.0519	.0144	.1322	.0091

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- Baldwin, M.A., vd. (1983): «The Estimation and Testing of a System of Demand Equations for the UK», *Applied Economics*, 17, 81-90.
- Barten, A.P., (1967): «Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations», *Review of Economics and Statistics*, 49, 77-84.
- (1968): «Estimating Demand Equations», *Econometrica*, 36, 213-251.
- (1969): «Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations», *European Economic Review*, 1, 7-73.
- (1977): «The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review», *Econometrica*, 45, 23-51.
- Bewley, R.A., (1982): «The Generalized Addilog Demand System Applied to Australian Time Series and Cross-section Data», *Australian Economic Papers*, 21, 177-192.
- Bridge, J.L., (1971) *Applied Econometrics*, Amsterdam, North-Holland.
- Brown, A. ve A. Deaton (1972): «Surveys in Applied Economics» *Models of Consumer Behaviour*, *The Economic Journal*, 82, 1145-1236.
- Bryon, R.P., (1970): «The Restricted Aitken Estimation of Sets of Demand Relations», *Econometrica*, 38, 816-830.
- Christensen, L.R., vd. (1975): «Transcendental Logarithmic Utility Functions», *American Economic Review*, 65, 367-382.

- Court, R.H., (1967): «Utility Maximization and the Demand for New Zealand Meats», *Econometrica*, 35, 426-446.
- Çınar, E.M., (1980): «1973-1974 Kırsal Kesim Hane Halkları Tüketim Harcamalarının Ekonometrik Analizi», basılmamış Doçentlik tezi.
- Deaton, A.S., (1972): «The Estimation and Testing of Systems of Demand Equations: A Note», *European Economic Review*, 3, 401-411.
- (1974): «The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900-1970», *Econometrica*, 42, 341-367.
- Deaton, A.S. ve J. Meullbauer (1980): «An Almost Ideal Demand System», *American Economic Review*, 70, 312-326.
- Devlet İstatistik Enstitüsü (1972) Perakende Fiyat İstatistikleri, 1941-1970, No. 663, Ankara, DİE.
- (1973) Türkiye Milli Geliri ve Harcamaları, 1948-1970, No. 680, Ankara, DİE.
- (1975, 1983) Aylık İstatistik Bülteni, 1975, X-XII ve 1983, VIII-X, Ankara, DİE.
- (1977, 1983) Türkiye İstatistik Yıllığı 1977 ve 1983, No. 825 ve 1040, Ankara, DİE.
- Devlet Planlama Teşkilatı (1966-1981) 1966-1981 Yılı Programı, No. 543, 748, 837, 1004, 1343, 1397, 1643, 1662, 1704, 1752, Ankara, DPT.
- Houthakker, H.S. (1960): «Additive Preferences», *Econometrica*, 28, 244-257.
- Kılıçbay, A. (1980) Ekonometrinin Temelleri, İstanbul, İstanbul Üniversitesi Yayını.
- Klevmarcken, N.A. (1979): «A Comparative Study of Complete Systems of Demand Functions», *Journal of Econometrics*, 10, 165-191.
- Muellbauer, J. (1975): «Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand», *Review of Economic Studies*, 62, 525-543.
- (1976): «Community Preferences and the Representative Consumer», *Econometrica*, 44, 979-999.
- Özkazanç, Ö. (1983) Gelir-Tüketim İlişkisinin Mikro Ekonomik Analizi, Eskişehir, Anadolu Üniversitesi Yayını.
- Phlips, L. (1974) *Applied Consumption Analysis*, Amsterdam, North-Holland.
- Stone, R. (1954): «Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand», *The Economic Journal*, 64, 511-527.
- Theil, H. (1965): «The Information Approach to Demand Analysis», *Econometrica*, 33, 67-87.
- (1971) *Principles of Econometrics*, Amsterdam, North-Holland.
- (1975-1976) *Theory and Measurement of Consumer Demand*, 2 cilt, Amsterdam, North-Holland.
- (1981) *Introduction to Econometrics*.
- Zellner, A. (1962): «An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias», *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.