

DENNIS J. AIGNER — KHALIFA GHALI

## Önkiválasztás a lakossági elektromos áram díjszabási kísérletekben\*

### 1. Bevezetés

A tanulmány a lakossági elektromos díjak meghatározására vonatkozó úgynézett „a felhasználás időpontjától függő” (time-of-use, TOU) díjszabási kísérletek egyes kérdéseit vizsgálja.\*\* Az utóbbi időben több tanulmány foglalkozott azzal a kérdéssel, hogy a kifinomult TOU díjszabási kísérletek a háztartási reakciók tekintetében hasonló eredményeket produkáltak-e (KOHLEK és MITCHELL (1984), CAVES, et al. (1984), AIGNER és LEAMER (1984), CHRISTENSEN ASSOCIATES (1983)). Jóllehet az öt kísérletből három önként jelentkezők mintáján alapult, egyik idézett tanulmány sem számolt azzal a potenciális torzítással (*selection bias*), amit az okoz, hogy a minták lényegében önkiválasztás (self selection) útján jöttek létre. Ennek a kérdésnek a vizsgálata itt különösen fontos, mivel az Electric Power Research Institute piacra dobott egy RETOU nevű programcsomagot, amely a CHRISTENSEN ASSOCIATES (1983) munkáján alapul, és amelyet a közszolgáltatási iparban széles körben használnak arra, hogy a kötelező bevezetés elbírálása érdekében előrebecsüljék a TOU tarifák hatását.

Az önkiválasztásból eredő torzítás problémája és a korlátozott vagy csonkított mintákon alapuló modellek konzisztens becslésének kérdése TOBIN (1958) alapvető jelentőségű cikkének megjelenése óta az érdeklődés középpontjában áll.

Az utóbbi időben több általános eljárást is kifejlesztettek a probléma kezelésére. Lásd erről például McFADDEN (1981), AMEMIYA (1981, 1984), MADDALA (1983), és HENSHER-JONSON (1981) összefoglaló tanulmányait. Korlátozott és csonkított mintákkal foglalkozik HECKMAN (1976, 1979) és AMEMIYA (1973), továbbá az önkiválasztást magukban foglaló modellek elemzése található GRONAU (1974), MADDALA (1977) és LEE (1982) tanulmányaiban.\*\*\*

Ebben a tanulmányban a releváns TOU kísérletek adatait elemezzük egy olyan modellben, amelyben tesztelhető és korrigálható az önkéntes részvételből származó önkiválasztási torzítás. Néhány kísérletben ugyanis a véletlenszerűen kiválasztott

---

\* DENNIS J. AIGNER — KHALIFA GHALI: Self Selection in the residential electricity time of use pricing experiment. *University of California MRG Working Paper No M8797.* (Fordította: VINCZE János.)

\*\* A továbbiakban az egyszerűség kedvéért az angol TOU rövidítést használjuk (ford.)

\*\*\* Magyarul a témáról lásd bővebben például KÖRÖSI—MÁTYÁS—SZÉKELY: Gyakorlati ökonometria, KJK (1990) című könyvben. (szerk.)

háztartásoknak joguk volt visszautasítani a kísérletben való részvételt, és megmaradhattak a hagyományos díjszabásnál. Így tehát azok a háztartások, amelyek kereslete viszonylag rugalmatlan, visszautasíthatták a kevésbé előnyös tervezett díjszabást. Ez olyan torzítás forrása lehet, amelynek következtében a nem korrigált regressziós egyenletek felülbecsülhetik az árelaszticitásokat.

Előzőleg ezt a kérdést már vizsgálta MANNING és ACTON (1980) tanulmánya a los-angeles-i kísérlet adatai alapján, valamint AIGNER és HAUSMAN (1980), akik az arizonai esetet elemezték. Itt mind az öt legfontosabb kísérlet adatait felhasználjuk, és módszerünket összevetjük az utóbb említett két tanulmányban alkalmazott módszerekkel. A következő fejezetben röviden leírjuk az adatbázist; és a rendelkezésünkre álló kísérletek megtervezésének legfontosabb jellemzőit. A *3. fejezetben* ismertetjük módszerünket, a *4. fejezetben* eredményeinket, míg az *5. fejezetben* levonjuk az adódó következtetéseket.

## 2. Az adatok

Az 1970-es években az U.S. Department of Energy és elődje a Federal Energy Administration tizennégy kísérletet kezdeményezett a lakossági TOU díjszabással kapcsolatban. A TOU díjszabás esetén magasabb az áramhasználati díj csúcspolyasztás idején — amikor a rendszerköltségek nagyobbak — azért, hogy az elektromos áram generálásának és elosztásának határköltségei pontosabban tükröződjének. Az ilyen időben differenciál díjak bevezetése várhatóan növeli a gazdasági erőforrásallokációjának hatékonyságát azáltal, hogy arra ösztönzi a fogyasztókat, hogy csökkentsék csúcsterhelésüket és/vagy csoportosítsák át fogyasztásukat a csúcson kívüli időszakok javára.

A kísérletek megtervezésének szempontjait értékelte a Research Triangle Institute (1978) a Department of Energy számára, és a University of Michigan Survey Research Center (HILL et. al. (1979)), az Electric Power Research Institute számára. A közzétett eredmények értékelése megtalálható a HENDRICKS — KOENKER (1979), MIEDEMA et al. (1981) és AIGNER (1985) cikkekben.

Adatbázisunk öt kísérletet (közszolgáltatósi vállalat) adatait tartalmazza az eredeti tizennégyből,<sup>1</sup> amelyeket a *2.1 táblázatban* sorolunk fel. Ezeket a kísérleteket a legjobbaknak tekinthetjük a tervezettség, kivitelezés és az adatok hozzáférhetősége alapján.

A kísérletek jellemzőit a *2.2 táblázat* mutatja be. Az első oszlop tartalmazza a díjszabási csúcsidőszakok napi hosszát.

Jelentős szórás van ezek tartamában mind az egyes kísérleteken belül, mind pedig ezek között. Közös azonban, hogy mindegyik periódus reggel 7 és este 11 óra közé esik. Az öt kísérletben összesen 14 konfiguráció létezik, ebből 7 a los-angeles-iben. A megfigyelési időszakok hossza is jelentősen változik, a legrövidebb a 12 hónapos

<sup>1</sup> HIRSCHBERG (1987) használati útmutatót és az öt adatbázis részletes elemzését nyújtja.

## 2.1. táblázat

Az elemzésben felhasznált öt TOU kísérlet

Közzolgáltatói vállalat neve	Cikkben használt rövidítés
Carolina Power and Light Company	CP & L
Connecticut Light and Power Company	Connecticut
Los Angeles Department of Water and Power	Los Angeles
Southern California Edison Company	SCE
Wisconsin Public Service Corporation	Wisconsin

## 2.2. táblázat

A munkák jellemzői

Kísérlet	A napi csúc- periódus hossza (óra)	A kísérlet időtartama (hónap)	Fogyasztók száma	Kötelező részt- vétel	Önkéntes részt- vétel
CP & L	8, 10	19	600	x	
Connecticut	4	12	391		x
Los Angeles	3, 6, 9, 12	30	1268		x
SCE	10	24	600		x
Wisconsin	6, 9, 12	36	674	x	

## 2.3. táblázat

Kísérleti ráták

Kísérlet	Díjszabások száma	Csúcs és normál időszaki arányok maximuma
CP & L	13	6.2 : 1
Connecticut	1	16 : 1
Los Angeles	17	9 : 1
SCE	8	9 : 1
Wisconsin	10	8 : 1

connecticut-i, a leghosszabb pedig a 36 hónapos wisconsin-i kísérlet.

A 2.2 táblázat utolsó oszlopa ad felvilágosítást a minta kiválasztásáról, vagyis a fogyasztói részvétel jellegéről. Három kísérletben engedélyezték az önkéntes részvételt. Az SCE kísérletben a fogyasztóknak évi 100 \$-t fizettek, és csak akkor szállhattak ki, ha alávetették magukat egy felmentési eljárásnak.<sup>2</sup> A felmentési eljárás veszélye és a pénzbeli ösztönzés következtében 90 % körüli volt a részvétel. A connecticut-i

<sup>2</sup> Az SCE kísérlet részletes leírását lásd AIGNER és LILLARD (1984) cikkében.

kísérletben a TOU és a kontroll csoportok különböző rétegezett véletlen mintákból származtak. A részvételi díjakat egy összegben fizették minden fogyasztónak 50 és 150 \$ közötti összegekben attól függően, hogy az illető háztartás milyen felhasználási rétegbe tartozott. A részvételi arány 87 % volt a TOU fogyasztók esetében, és 91 % a kontroll csoportokban.<sup>3</sup> A los-angeles-i kísérletben mindenkinek fizettek részvételi díjat, aki várhatóan a kísérleti díjszabás következtében többletfizetésre kényszerült. A kárpótlás egyenlő volt a TOU és a sztenderd díjszabás melletti várható számlák különbségével, ahol az áramhasználat feltételezett összetételét a szomszédos áramellátó állomás alapján állapították meg. Ebben a kísérletben a részvételi arány 90 % körüli volt.<sup>4</sup> Ami a TOU kísérleti díjszabás illeti az öt kísérletből négy alkalmazott több, mint egy díjat. Mint azt a 2.9 táblázat mutatja csak Connenticut-ban volt egységes a díjszabás.

### 3. A módszer

Az  $i$ -edik fogyasztó  $y_i$ -vel jelölt elektromos áram fogyasztását a következő folyamat határozza meg:

$$y_i = x_i' \beta + u_i \quad (3.1)$$

ahol  $x_i$  a fogyasztói jellegzetességek vektora és  $u_i$  foglalja össze az  $x_i$ -től független véletlen tényezőket.

Azokban a mintákban, amelyekben önkéntes volt a részvétel a (3.1) folyamat nem tartalmazza az összes elérhető információt, amelyhez akkor jutottunk volna, ha az összes fogyasztó, akikkel a kísérlet során érintkezésbe léptek részt is vett volna benne. A részvétel elutasításának döntése következtében bizonyos megfigyelések hiányoznak, és ha ez a döntés összefügg a fent leírt fogyasztói döntéssel, akkor a (3.1)-ből levont statisztikai következtetések félrevezetőek lehetnek. Amint azt a csonkított, korlátozott és önkiválasztásos modellekről szóló egyre gyarapodó irodalom bizonyítja komoly torzítások és a  $\beta$  becslésének inkonzisztenciája következhet abból, ha a modell specifikációjának javításától eltekintünk.

A (3.1) regresszió a fogyasztói viselkedés részleges specifikációja. Ez csupán a rendelkezésre álló információ feldolgozásának stádiumát írja le. Nekünk azonban a modell teljessé tétele érdekében azt is le kell írunk, hogyan választódott ki a rendelkezésre álló információ. Elvben, és a kísérletek feltételeinek figyelembevételével, vizsgálhatók az  $y_i$  véletlen változó tulajdonságai, és esetleg megállapítható, hogy egy csonkított modellre van szükség, mint ahogy azt az AIGNER — HAUSMAN (1980) cikk illusztrálja. A fogyasztói részvétel jellemzésére azonban nem alkalmas az a feltevés, amely szerint a fogyasztók részvételi döntésüket a kísérlet alatti fogyasztásuk mennyiségére alapozzák, még mielőtt a kísérlet elkezdődött volna. Így — figyelembe véve, hogy nem történt mintakorlátozás — helyesebb azt feltennünk, hogy a részvételt a fogyasztó preferenciái és speciális tulajdonságai befolyásolják.

<sup>3</sup> Lásd HILL et al. (1979).

<sup>4</sup> Lásd MANNING és ACTON (1980).

Egy olyan választási helyzet a leírásához, amelyben a fogyasztó dönti el, hogy megmaradjon-e a régi díjszabásnál vagy pedig áttérjen a kísérleti díjszabásra az alábbi részvételi döntési függvényt specifikáljuk:

$$I_i^* = w_i' \delta + \mu_i \quad (3.2)$$

ahol  $I_i^*$  látens, és  $w_i$  a fogyasztói jellemzők egy vektora, amely azonos vagy különbözik  $x_i$ -től. A  $w_i$  vektor specifikációja a fogyasztói haszonmaximalizálás azon részéből származik, amelyben a részvétel és nem-részvétel közti döntésről van szó.

(3.2)-höz kapcsolódva egy bináris (0, 1) változót specifikálhatunk a következő alakban:

$$I_i = \begin{cases} 1, & \text{akkor és csak akkor, ha } I_i^* > 0; \\ 0, & \text{minden más esetben.} \end{cases} \quad (3.3)$$

Ebben a struktúrában a (3.1), (3.2), (3.3) modell egy önkiválasztásos modellt reprezentál, amelyben a csonkítás a látens  $I_i^*$  változótól függ, nem pedig magától  $y_i$ -től. Fontos megjegyezni, hogy (3.2) és (3.3) az összes fogyasztóra vonatkozik (résztevők és nem-résztevőkre is), míg a (3.1) egyenlet csupán azok viselkedését magyarázza, akik vállalkoztak a kísérletben való részvételre. Azaz az összes fogyasztó  $w_i$  adatai figyelembevételével (3.2) és (3.3) leírja a részvételi procedúrát, amely a látens  $I_i^*$  változótól függ, majd az önkéntesekre vonatkozó adatokat használjuk a (3.1) egyenlet becslésére.

Ebben a modellben az önkiválasztás tesztelhető a (3.1) regressziós modell reziduumaival és a (3.2) kiválasztási egyenlet reziduumaival korrelációjának vizsgálatával. Ha, az adott  $x_i$  és  $w_i$  exogén változók mellett létezik ilyen korreláció, akkor a hagyományos legkisebb négyzetek becslése (OLS) torzított és inkonzisztens lesz. Ekkor az a megoldás, hogy a kvalitatív és korlátozott függő változók esetén megfelelő becslési technikát használjuk.

Figyelembe véve azonban a TOU kísérletek természetét és a rendelkezésre álló adatokat, a fenti modell alkalmazása kétfajta problémát is felvet.

- (i) A szelekciós egyenlet paramétereinek becslése adatokat igényel  $w_i$ -ről mind a résztvevőkre, mind a nem-résztvevőkre nézve. Viszont, egyik kísérletben sem gyűjtöttek adatokat azokról, akik nem vállalták a részvételt és nem állnak rendelkezésre felmérések a népesség egészéről sem.
- (ii) A  $w_i$  változók specifikációja problematikus a kiválasztási egyenletben, különösen, amikor csak a részvételre való döntés figyelhető meg a (3.2)-ben szereplő látens változó realizációja által.

Az első probléma a kiválasztási folyamatban rejlő információs veszteség kérdéséhez kapcsolódik, amely önmagában is súlyos gondot okoz a becslések megbízhatóságának biztosítása során. Egyebek között MUTHEN és JÖRESKOG (1981), LEE (1982), és BLOOM-KILLINGSWORTH (1984) cikkei foglalkoztak az efajta modellek

becslésével. A második probléma viszont a fogyasztói választás modellezése, és a részvételi motívumok megértése.

A következő fejezetben a modell kétfokozatú becslési technikáját írjuk le. Ezután megvizsgáljuk a részvételi ösztönzők modellezésének kérdését annak érdekében, hogy meghatározzuk az önkéntes részvétel jellemzőit, és identifikálhassuk a  $w_i$  változókat. Végül, ez utóbbi megfontolások alapján, alkalmazzuk a kétfokozatú becslési eljárást megmutatván, hogy a TOU kísérletekben létezik olyan információ  $w_i$ -ről az  $I_i^* < 0$  esetben is, amely felhasználásával biztosítható a becslés első fázisának megvalósíthatósága.

### 3.1 Egy kétfokozatú becslési eljárás

Ahhoz, hogy levezessük  $E(y_i | I_i^* > 0)$ -t, felhasználhatjuk a

$$y_i = x_i' \beta + \frac{\sigma_{u\mu}}{\sigma_\mu^2} \mu_i + e_i \quad (3.4)$$

összefüggést, ahol  $e_i = u_i - \frac{\sigma_{u\mu}}{\sigma_\mu^2} \mu_i$ . Ekkor

$$\begin{aligned} E(y_i | I_i^* > 0) &= x_i' \beta + \frac{\sigma_{u\mu}}{\sigma_\mu^2} E(\mu_i | I_i^* > 0) + E(e_i | I_i^* > 0) \\ &= x_i' \beta + \frac{\sigma_{u\mu}}{\sigma_\mu} \frac{\phi(w_i' \delta / \sigma_\mu)}{\Phi(w_i' \delta / \sigma_\mu)} \\ &= x_i' \beta + \frac{\sigma_{u\mu}}{\sigma_\mu} MR(w_i' \alpha) \end{aligned} \quad (3.5)$$

ahol  $MR(m) = \phi(m) / \Phi(m)$  a Mill-arány és  $\alpha = \sigma_\mu^{-1} \delta \cdot \phi(\cdot)$  és  $\Phi(\cdot)$  a sztenderd normális eloszlás sűrűség- és eloszlásfüggvénye. Tehát a (3.1), (3.2), (3.3)-ban implicite definiált regressziós folyamat a következőképpen írható:

$$y_i = x_i' \beta + \lambda MR(w_i' \alpha) + \varepsilon_i, \quad (3.6)$$

ahol

$$E(\varepsilon_i) = 0 \quad (3.7)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\varepsilon_i) &= \text{Var}(y_i | I_i^* > 0) = \\ &= \sigma_u^2 (\sigma_{u\mu} / \sigma_\mu)^2 [(w_i' \alpha) MR(w_i' \alpha) + MR^2(w_i' \alpha)] \end{aligned} \quad (3.8)$$

és

$$\lambda = \sigma_{u\mu} / \sigma_\mu.$$

Ha vannak adatok  $w_i$ -ről minden fogyasztóra, valamint  $y_i$ -ről és  $x_i$ -ről az önkéntesekre, akkor a (3.6) egyenlet becsülhető HECKMAN (1976) kétfokozatú módszerével. A Mill-arány  $MR(w_i' \alpha)$  előrejelzett értékét megkaphatjuk, ha  $\alpha$ -t becsüljük a (3.2), (3.3) probit modellben. Azonban, amint már említettük, nincs specifikációnk a

$w_i$  változókról, amelyek a fogyasztói döntéseket befolyásolják, és nincs adatunk a nem-résztevő fogyasztókról sem. Az alábbiakban ezeket a kérdéseket fogjuk megvizsgálni.

### 3.2 A fogyasztói részvétel motívumainak modellezése

A haszonmaximalizáló modell keretein belül maradvá feltesszük, hogy a háztartások az elektromos áram és az egyéb javak között úgy allokálják a jövedelmüket, hogy hasznosságot maximalizálnak egy költségvetési korlát mellett. Feltételezzük, hogy az elektromos áram iránti kereslet homotetikusan szeparálható az egyéb javak iránti kereslettől, és a háztartás preferenciáit az alábbi indirekt hasznossági függvénnyel reprezentáljuk:

$$ID = ID(P_e(PP, OP), P_n, Y, B), \quad (3.9)$$

ahol  $P_e(PP, OP)$  az elektromos áram árindexe, amely függ a csúcstól ( $PP$ ), és a csúcson kívüli ártól ( $OP$ ). Hasonlóképpen  $P_n$  az egyéb javak árindexe,  $Y$  a jövedelem,  $B$  pedig a háztartás preferenciáira ható paraméterek vektorát reprezentálja. Ezt a formulát alkalmazta CAYES, HERRIGES és KIRSCH (1987), akik az önkéntes részvételnek a közszolgáltatások bevételeire való hatását elemezték. Mi itt egy hasonló eljárást alkalmazunk a fogyasztó részvételi döntését befolyásoló ( $w_i$ ) változók identifikációjához.

Az elektromos áram árindexéhez a CES függvényformát választottuk.

$$\begin{aligned} P_e(PP, OP) &= [S_p^f(PP)^{1-\sigma} - (1 - S_p^f)(OP)^{1-\sigma}]^{1/1-\sigma} \\ &= \left[ S_p^f \left( \frac{PP}{OP} \right)^{1-\sigma} + (1 - S_p^f) \right]^{1/1-\sigma} \cdot (OP) \end{aligned} \quad (3.10)$$

ahol

$\sigma$  a csúc és normális fogyasztás közötti Allen-féle parciális helyettesítési rugalmasság, és

$S_p^f$  a teljes elektromos áram felhasználásának a csúcsidezőszak alatt fogyasztott része, amikor  $PP = OP$ .

Az  $S_p^f$  csúcsidezőszaki részarány jelzi azt, hogy a háztartás hogyan viszonyul a TOU rátákhoz, mivel, ha ez alacsony, akkor a háztartás jól jár ennek bevezetésével akkor is, ha nem módosítja fogyasztási szerkezetét. A helyettesítési rugalmasság azt méri, hogy a háztartás mennyire tudja átcsoportosítani fogyasztását a csúcsidezőszakra a normál időszak irányába. Reprezentáljuk a (3.9)-beli indirekt hasznossági függvényt az alábbi konstans elaszticitású formával:

$$ID(P_e, P_n, Y, B) = \left( \frac{Y}{P_n} \right)^{1-\lambda} \frac{1}{1-\lambda} - \left[ \left( \frac{P_e}{P_n} \right)^{1+\eta} \frac{1}{1+\eta} \right] e^\theta \quad (3.11)$$

ahol  $\eta$  az elektromos áram saját-árrugalmassága

$$\eta = \frac{\partial \ln(X_e)}{\partial \ln(P_e)}$$

és  $\lambda$  az elektromos áram jövedelem-rugalmassága,

$$\lambda = \frac{\partial \ln(X_e)}{\partial \ln(Y)},$$

ahol  $X_e$  a teljes elektromos áramfogyasztást reprezentáló mennyiségi index. A  $\theta$  paraméter az egyforma díjak melletti elektromos áram felhasználására vonatkozik. Ha  $P_n$ -t 1-nek vesszük (azaz numeraire-nek), akkor (3.9)-et behelyettesítve (3.11)-be azt kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} ID(P_e, Y, B) &= \frac{Y^{1-\lambda}}{1-\lambda} - \frac{P_e^{1+\eta} e^\theta}{1+\eta} \\ &= \frac{Y^{1-\lambda}}{1-\lambda} - \frac{(OP)^{1+\eta} e^\theta}{1+\eta} \left[ S_p^f \left( \frac{PP}{OP} \right)^{1-\sigma} + (1 - S_p^f) \right]^{(1+\eta)/(1-\sigma)} \end{aligned} \quad (3.12)$$

Tehát az indirekt hasznossági függvény  $B = (S_p^f, \sigma, \eta, \lambda, \theta)$  paraméterei azok, amelyek a fogyasztói preferenciák változatait reprezentálják. Alkalmazzuk a Roy-azonosságot a (3.12) formulára:

$$\begin{aligned} E &= P_e X_e = P_e^{1+\eta} Y^\lambda e^\theta \\ S_p &= \frac{(PP) \cdot X_p}{E} = \end{aligned} \quad (3.13)$$

$$= \frac{S_p^f \left( \frac{PP}{OP} \right)^{1-\sigma}}{S_p^f \left( \frac{PP}{OP} \right)^{1-\sigma} + 1 - S_p^f}, \quad (3.14)$$

ahol  $E = (PP)X_p + (OP)X_o$  az elektromos áramfogyasztás összes költsége, és  $S_p$  a teljes fogyasztás csúcsidezakra eső hányada. A csúcs és normál időszaki fogyasztást ekkor a következő két formula határozza meg:

$$X_p = \frac{S_p \cdot E}{(PP)} \quad (3.15)$$

$$X_o = \frac{(1 - S_p) \cdot E}{(OP)}. \quad (3.16)$$

Most tegyük fel, hogy egy háztartást, amely eddig a sztenderd  $PP = OP = \bar{P}_e$  díjszabás szerint fizetett megkérdezzük, hogy hajlandó lenne-e résztvenni egy önkéntes TOU programban  $PP$  és  $OP$  díjszabás mellett. A háztartás vállalkozni fog erre, ha a TOU díjszabás növelni fogja az általa elért hasznosságot,<sup>5</sup> azaz

$$ID(P_e, Y, B) > ID(\bar{P}_e, Y, B). \quad (3.17)$$

<sup>5</sup> Az egyszerűség kedvéért feltesszük, hogy nincs fix költség, sem a TOU, sem pedig a sztenderd díjszabás esetén.



Ezt a feltételt megfogalmazhatjuk a kiadási függvényekkel is:

$$\begin{aligned} G(B) &= E[\bar{P}_e, ID(P_e, Y, B), B] - E[\bar{P}_e, ID(\bar{P}_e, Y, B), B] = \\ &= E[\bar{P}_e, ID(P_e, Y, B), B] - Y > 0, \end{aligned} \quad (3.18)$$

ahol  $E(\bar{P}_e, ID, B)$  az a minimális kiadási szint, amely elég ahhoz, hogy  $ID$  hasznossági szintet érjenek el  $\bar{P}_e$  ár mellett.

A (3.18) feltétel meghatározza az úgynevezett általánosított ekvivalens variációt (generalized equivalent variation), amely természetes jóléti mérőszámot is szolgáltat.  $G(B)$  mutatja annak a kompenzációnak a mértékét, amelyet a háztartás számára kellene fizetni azért, hogy ne vegyen részt a kísérletben. Tehát a feltétel azt jelenti, hogy a háztartás részt fog venni, ha pozitív összeget kellene kapnia azért, hogy a sztenderd díjszabásnál maradjon.

Ezenkívül a háztartás részvételi döntése függ a  $B$  és  $Y$  által reprezentált jellemzőitől is. CAVES, HERRIGES és KIRSCH (1980) bebizonyították a következő egyenlőtlenségeket:

$$\frac{\partial G(B)}{\partial S_y^j} < 0 \quad (3.19)$$

$$\frac{\partial G(B)}{\partial \sigma} > 0. \quad (3.20)$$

Ezek a feltételek azt mutatják, hogy azok a háztartások fognak inkább önként jelentkezni a kísérletben való részvételre, amelyek vagy főleg a normál időszakban használnak áramot, vagy pedig képesek és hajlamosak elmozdulni ilyen irányba.

Tehát a preferenciákra alapozott fogyasztói választási elmélet azt a nyilvánvaló következményt sugallja, hogy egy háztartás nem lesz önként jelentkező, ha várakozása szerint rosszabb helyzetbe kerül a kísérleti díjak mellett. Ez a feltétel a fogyasztói jellemzők nyelvén azt jelenti, hogy a háztartások döntéseiket a kísérlet előtti csúcs és normál időszakbeli elektromosáram fogyasztásukra és ezek között való helyettesítési lehetőségeikre alapozzák.

A fogyasztói választás fenti megfogalmazása azért hasznos, mert útmutatást ad az önkiválasztási torzítás tesztelésében és korrigálásában rejlő két probléma megoldására, nevezetesen arra, hogy a nem-résztevőkre nincsenek adatok, valamint a (3.2)-beli  $w_i$  specifikációjára. Figyelembe véve a háztartás választására és jellemzőire vonatkozó feltételeket, ezután lehetővé válik az előző fejezetben illusztrált kétfokozatú becslési módszer adaptálása a (3.1) — (3.3) önkiválasztási modellre.

A modell első fázisának becsléséhez szükséges információkat a nem-résztevőkről ( $I_i^* < 0$ ) a kísérletek kontrollcsoportjaiból nyerjük. Mivel az ebbe a csoportba tartozó fogyasztók számára a csúcs és normális időszaki díjak aránya egy az egyhez volt, feladatunk abban áll, hogy identificaljuk azok jellegzetességeit, akik rosszabbul

<sup>6</sup> Lásd CHIPMAM—MOORE (1980). és CAVES, HERRIGES, KIRSCH (1987).

járnának a kísérleti díjszabás bevezetésével. Feltevésünk szerint azok a fogyasztók, akik megtagadták a részvételt olyanok, akik nem hajlandók fogyasztásuk szerkezetét megváltoztatni és áramfelhasználásukat a normál időszak irányába eltolni. Ebben az esetben az alternatív díjak, a csúcs és normál időszakok hosszúsága és a saját fogyasztási szerkezet ismeretében a fogyasztó megtagadja a részvételt mindakkor, amikor számlájának növekedését várja.

Ezzel a logikával elemeztük mindegyik kísérlet adatait, és a nem-résztevő fogyasztók csoportjába bevettük a kontrollcsoport fogyasztói közül azokat, akik rosszabb helyzetbe kerülnének valamely kísérletben. Mivel adataink nem voltak a kísérlet előtti csúcs és normál időszaki fogyasztásról, az első hónap fogyasztását tekintettük proxy-nak, és ezzel számoltuk ki a Mill-arányokat. Az első hónap adatait ezután kihagytuk a becslés második fázisában. Mint az alkalmazásból kiderül, a csúcsidőszaki fogyasztás kedvezőtlenül hat a részvételre, míg a normál időszaki fogyasztás pozitív kapcsolatban van vele.

Eljárásunk konzisztenciájának biztosítása érdekében ugyanúgy elemeztük mind az öt esetet. Azt találtuk, hogy két kísérletben van kiválasztási torzítás olyan értelemben, hogy a Mill-arány figyelembe vétele nagy mértékben változhat a paraméterbecsléseken. Ezek a kísérletek azok, amelyekről tudjuk, hogy a részvétel nem volt kötelező, vagyis a los-angeles-i és az SCE kísérlet.<sup>7</sup> Azok a nem-választható kísérletek, amelyeket úgy kezelünk, mintha azok volnának, szignifikánsan Mill-arányokat adnak, de csak jelentéktelen mértékben változik a helyettesítési rugalmasság becslése, amikor a nem-korrigált regresszióról áttérünk az önkiválasztást is figyelembe vevő becslésre.

#### 4. Alkalmazás

Módszerünk alkalmazásakor a CES modell következő alakját használtuk:

$$LCRATIO = \alpha + \beta * LPRATIO, \quad (4.1)$$

ahol

$$\alpha = \alpha_0 + \alpha_1(CDP) + \alpha_2(HDP) \quad (4.2)$$

$$\beta = \beta_0 + \beta_1(CDP) + \beta_2(HDP) \quad (4.3)$$

*CDP* és *HDP* a hűtési és fűtési foknap szám.

Az  $\alpha$  és  $\beta$  ilyen specifikációjával a releváns regressziós modell a következő lesz.

$$(LCRATIO)_i = \alpha_0 + \alpha_1(CDP)_i + \alpha_2(HDP)_i + \beta_0(LPRATIO)_i + \beta_1(CDP * LPRATIO)_i + \beta_2(HDP * LPRATIO)_i + u_i, \quad (4.4)$$

ahol  $u_i$  véletlen hibtag 0 várható értékkel és  $\sigma_u^2$  szórásnégyzettel, valamint  $i$  a háztartások indexe.

<sup>7</sup> Nem becsültünk nem-korrigált és korrigált egyenleteket Connecticut esetében, mivel ebben a kísérletben csak egyetlen TOU ráta létezett.

(4.3)-ban  $\beta$  a legfontosabb paraméter, mivel mínusz egyszerese az úgynevezett csúcs és normál időszaki áramfogyasztás közötti helyettesítési rugalmasság. Az Allen-féle helyettesítési kereszt rugalmasságot az alábbi formula adja meg.

$$\sigma_{p0} = -\beta = -(\beta_0 + \beta_1(CDP + \beta_2HDP)), \quad (4.5)$$

amely a hűtési és fűtési változók átlagán van kiértékelve.

#### 4.1. táblázat

Kísérletenként becsült részvétel a nem önként jelentkezők közül

Kísérlet	A minta százaléka
Los Angeles	10.1
CP & L	22.59
SCE	8.75
Wisconsin	16.30
Connecticut	8.00

A becslés első fázisában egy (3.2) és (3.3) típusú probit modellt becsültünk. A  $w_i$  változók közé bevettük az első hónap csúcs és normál időszaki fogyasztását, mint a kísérlet előtti fogyasztás proxy-jait. A 4.1 és a 4.2 táblázatok tartalmazzák a (3.2) részvételi döntési egyenlet maximum likelihood becslésének eredményeit. Mint ezek a táblázatok is mutatják, a fogyasztó fogyasztási szerkezete, amit a csúcs és normál időszaki fogyasztás mutat, nagy hatással van részvételi döntésére. Jeleseül, egy fogyasztó annál inkább ózdkodik a kísérlettől, minél több áramot használ csúcsidőszakban, míg ha fogyasztásában nagyon nagy a súlya a normál időszaknak, akkor valószínűleg a részvételt fogja választani. A fentiek jól megegyeznek a részvételi motívumokról alkotott előzetes elképzeléseinkkel.

#### 4.2. táblázat

Probit becslések (t-statisztikák zárójelben)

Kísérlet	Konstans	Az első hónapi csúcsfogyasztás	Az első hónapi normál fogyasztás
Los Angeles	1.3601	-0.050798	0.056879
	(12.519)	(-9.4381)	(5.6845)
CP & L	0.98401	-0.050564	0.057445
	(5.5952)	(-3.2797)	(2.8636)
SCE	1.0582	-0.0028310	0.0048392
	(7.0764)	(-2.9153)	(3.88210)
Wisconsin	0.94436	-0.052251	0.096805
	(4.9087)	(-4.8825)	(3.7255)
Connecticut	1.0225	-0.15842	0.57829
	(4.7567)	(-1.0091)	(1.4187)

A második fázisban mindegyik mintánál kiszámítottuk a Mill-arányt és bevettük a (4.4) egyenlet regresszorai közé. Mivel az így kapott modell heteroszkedasztikus,

WHITE (1980) javaslatával összhangban korrigáltuk az OLS sztenderd hibákat.<sup>8</sup> Amint azt a 4.3 - 4.6 táblázatok mutatják, az összes kísérlet önkéntesként való kezelése szignifikáns Mill-arányokat eredményezett az összes korrigált egyenletben, de csupán azon egyenletek paraméterei változtak jelentősen, amelyek valóban önkéntes részvételen alapultak. Ez nagyon jól magyarázza azt a megfigyelést, hogy bár a kísérlet előtti csúcs és normál időszaki áramfelhasználás korrelál a kísérletek alatti felhasználásokkal, ez a korreláció csak akkor szignifikáns, amikor a fogyasztók „önkiválasztódtak” éppen ennek a korrelációnak a bázisán.

#### 4.3. táblázat

Nem-korrigált és korrigált egyenletek  
Los Angeles (t-statisztikák zárójelben)

Paraméter	Nem-korrigált	Korrigált
Konstans	-0.21905 (-12.771)	-0.46366 (-21.717)
LPRATIO	-0.29772 (-20.277)	-0.24789 (-13.990)
CDP	-0.00596 (-58.935)	-0.00518 (-40.406)
CDP*LPRATIO	0.000984 (19.155)	0.000838 (9.931)
HDP	-0.006006 (10.505)	-0.005584 (7.309)
HDP*LPRATIO	0.000928 (-63.637)	0.000792 (-44.694)
Mill-arány	—	0.55566 (26.46)
Helyettesítési rug.*	0.117 (15.897)	0.094 (7.90)
R <sup>2</sup>	0.248	0.254

\* Az időjárási átlagértéken számítva.

A 4.7 táblázat összefoglalja az önkiválasztás hatásait a helyettesítési rugalmasságokra. Los Angeles és SCE esetében az önkiválasztás felfelé torzít körülbelül 24 illetve 8 százalékkal, míg Wisconsin és a CPL esetében a helyettesítési rugalmasságok lényegében változatlanok. Ez az eredmény egybecseng MANNING és ACTON (1980) eredményével, akik a Los Angeles kísérletben az önkéntes részvételt egy az ittenihez

<sup>8</sup> Ahhoz, hogy a legkisebb négyzetek becslés korrekt sztenderd hibáit megkapjuk, a következő kovarianciamátrixot becsültük:

$$(X'X)^{-1}(X'\Omega X)(X'X)^{-1},$$

ahol  $X$  az egzogén változók mátrixa, és  $\Omega$  diagonális, és diagonális elemei az egyes megfigyelések varianciái.

hasonló önkiválasztási modellel írták le. A maximum likelihood eljárást használták nem említve a nem-résztevőkre vonatkozó adatok kezelését. Az összesen hét los-angeles-i kísérletből ötre egy egyszerű modellt alkalmazva azt találták, hogy a saját-ár koefficiensek lényegében változatlanok reggel és kora délután, ám sokkal kisebbek a többi három periódusban akkor, amikor a szelekciós kiigazítást megteesszük.

## 4.4. táblázat

Nem-korrigált és korrigált egyenletek  
SCE (t-statisztikák zárójelben)

Paraméter	Nem-korrigált	Korrigált
Konstans	-0.043026 (-5.726)	-0.097364 (-3.268)
LPRATIO	-0.07010 (-13.770)	-0.063148 (-7.617)
CDP	-0.000483 (13.823)	-0.000525 (7.617)
CDP*LPRATIO	-0.000019 (-1.719)	-0.000032 (-1.600)
HDP	-0.001638 (-7.659)	-0.001517 (-4.227)
HDP*LPRATIO	0.000533 (8.698)	0.000499 (4.578)
Mill-arány	—	0.24070 (2.111)
Helyettesítési rug.*	0.066 (17.525)	0.061 (10.417)
$R^2$	0.046	0.047

\* Az időjárési átlagértéken számítva.

4.5. táblázat  
Nem-korrigált és korrigált egyenletek  
CP & L (t-statisztikák zárójelben)

Paraméter	Nem-korrigált	Korrigált
Konstans	0.081023 (2.987)	0.028366 (-0.832)
LPRATIO	-0.10232 (-7.940)	-0.099287 (-5.522)
CDP	0.000742 (3.654)	0.000848 (3.303)
CDP*LPRATIO	-0.000021 (-0.454)	-0.000013 (-0.202)
HDP	-0.000031 (-0.489)	-0.000013 (-0.051)
HDP*LPRATIO	0.000011 (-0.767)	0.000017 (-0.909)
Mill-arány	—	0.20067 (6.099)
Helyettesítési rug.*	0.104 (10.505)	0.105 (7.309)
$R^2$	0.106	0.117

\* Az időjárás átlagértéken számítva.

4.6. táblázat  
Nem-korrigált és korrigált egyenletek  
Wisconsin (t-statisztikák zárójelben)

Paraméter	Nem-korrigált	Korrigált
Konstans	-0.093614 (-10.309)	0.0013472 (0.123)
LPRATIO	-0.22816 (-29.587)	-0.22620 (-13.912)
CDP	0.00031529 (4.461)	0.00029608 (2.576)
CDP*LPRATIO	0.00027874 (12.610)	0.00027443 (6.891)
HDP	-0.00021764 (-31.006)	-0.00022035 (-14.776)
HDP*LPRATIO	0.000044675 (18.483)	0.000043946 (8.010)
Mill-arány	—	-0.36756 (-9.91)
Helyettesítési rug.*	0.187 (27.910)	0.186 (13.957)
$R^2$	0.146	0.148

\* Az időjárás átlagértéken számítva.

## 4.7. táblázat

Nem-korrigált és korrigált helyettesítési rugalmasságok (t-statisztikák zárójelben)

Paraméter	Nem-korrigált	Korrigált	százalékos szelekciós torzítás
Los Angeles	0.117 (15.897)	0.094 (7.90)	24.47
SCE	0.0661 (17.525)	0.061 (10.417)	8.20
CP & L	0.104 (10.505)	0.105 (7.309)	-0.95
Wisconsin	0.210 (36.207)	0.0210	0

## 5. Következtetések

Az öt legjobb TOU kísérletet pooling technikával elemző publikált források egyike sem vette explicite figyelembe a becslési torzítás eshetőségét, amely abból származik, hogy három kísérletben a minta önként jelentkezőkből állt. Ez azonban lényeges, mivel vizsgálataink fő célja annak megbecslése, hogy hogyan változna a felhasználási szerkezet a TOU díjszabás kötelező bevezetése esetén. Az eredmények széleskörű alkalmazása szempontjából legfontosabb tanulmány, amelyet a *Christensen Associates* készített az Electric Power Institute számára, nem korrigálja a kiválasztási torzítást, ahol ez létezik, és nem használ inverz minta súlyozást sem ellenhatásként az olyan torzításokra, amelyek inherensek egy olyan esetben, amikor az adatokat nem arányosan választották ki az egyes rétegekből.

Ez utóbbival kapcsolatban úgy érvelnek, hogy egy olyan teljes modellspecifikáció, amely figyelembe veszi az árak és az időjárás mellett rendelkezésre álló elektromos berendezések hatását is, szükségtelenné teszi (vagy kell, hogy tegye) az inverz minta súlyozás használatát, és így nem is alkalmazták a RETOU modell kidolgozásakor. Míg elvben ezzel egyetértünk, ebben a tanulmányban az egyszerűbb (és ezért nem teljes) CES specifikációt használtuk, ami mellett a helyes súlyozás lényegesen különböző eredményekhez vezet. Sajnos a *Cristensen Associates* egyik munkájában sem bizonyított ténylegesen, hogy a súlyozás szükségtelen még akár „teljes” specifikáció esetében is.

Ami az önkiválasztási torzítást illeti világos, hogy a RETOU modell a téren kritizálható e tények alapján. A korrigálatlanul megtartott Los Angeles, SCE és Connecticut kísérletek felfelé torzítják a kötelező TOU díjszabás bevezetésére való fogyasztói reakció becslését. Jóllehet itt nem próbáltuk meg az összes kísérletet az összes kísérletet összekapcsoló pooling modellt felírni (ezért nem tudjuk, hogy a Connecticut kísérlet milyen potenciális torzító hatású), következő feladatunknak ezt tekintjük

oly módon, hogy az AIGNER - LEAMER (1984) transzferálhatósági (transferability) modellt kiterjesztjük az önkiválasztás esetére is. Az egyedi esetek közül a kiválasztási torzítás Los Angeles esetében a legnagyobb, ahol a helyettesítési rugalmasság 0.0094-ről 0.117-re nő, amely az öt alkísérlet átlagában 24 %-os torzítást jelent. A Southern California Edison kísérletben az átlagos helyettesítési rugalmasság 0.061-ről 0.066-ra nő, ami 8 %-os felfelé torzítást jelent. Az, hogy ezek a torzítások hogyan hatnak a TOU tarifákra való válaszok pooling becslésére, még nem ismert, de a torzítás iránya olyan, hogy a reakció eltúlzása várható, és a RETOU program felhasználóinak ennek megfelelően óvatosnak kell lenniük.

Az egyéb lehetséges torzító tényező között fel kell ismernünk az egyedi kísérletek heterogenitását, mint az előzőhöz hasonló fontosságú problémát. Sztenderd statisztikai eljárásokkal kimutatták az egyes tervek közötti heterogenitást mind a négy „többtervű” kísérletben. Azonban, figyelembe véve a kiválasztási problémát is, a hozzáférhető adatok nem engedik meg, hogy mindkét kérdést egyszerre kezeljük. Itt nem is törekedtünk erre, de legújabb vizsgálódásaink e probléma megoldására is irányulnak. A heterogenitás jelenléte a (3.2) résztvételi döntési egyenlet független becslését követeli meg, amely viszont mindegyik tervhez a megfelelő  $w_i$  adatokat igényli. Habár ez lehetséges a résztvevők esetében, nincs mód arra, hogy a nem-résztvevőket valamely specifikus tervhez egyértelműen hozzárendeljük. Továbbá nem rendelkezünk még olyan statisztikai eljárásokkal sem, amelyekkel kezelhetővé válik a (3.2) - (3.3) modellben meglévő heterogenitás.

#### Hivatkozások

- AIGNER, DENNIS J. (1985): „The Residential Electricity Time-of-Use Pricing Experiments: What Have We Learned?” Chapter 1 in *Social Experimentation*, edited by J.A. Hausman and D. Wise, Chicago: University of Chicago Press, 11-48.
- AIGNER, DENNIS J. and JERRY A. HAUSMAN (1980): „Correcting for Truncation Bias in the Analysis of Experiments in Time-of-Day Pricing of Electricity,” *Bell Journal of Economics*, 11, 131-142.
- AIGNER, DENNIS J. and LEE A. LILLARD (1982): „Southern California Edison's Domestic Time-of-Use Experiment,” *Award Papers on Public Utility Economics and Regulation*, Institute of Public Utilities, Michigan State University, East Lansing, MI, 181-233.
- AIGNER, DENNIS J. (1984): „Measuring Peak Load Pricing Response from Experimental Data,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 21-39.
- AMEMIYA, T. (1973): „Regression Analysis When the Dependent Variable is Truncated Normal,” *Econometrica*, 42, 999-1012.
- AMEMIYA, T. (1981): „Qualitative Response Models: A Survey,” *Journal of Economic Literature*, 19, 1483-1536.



- AMEMIYA, T. ed. (1984): „Censored or Truncated Regression Models,” *Journal of Econometrics*, 24, No.1.
- BLOOM, DAVID E. and MARK R. KILLINGSWORTH (1985): „Correcting for Truncation Bias Caused by a Latent Truncation Variable,” *Journal of Econometrics*, 27, 131-135.
- CAVES, DOUGLAS W. and LAURITS R. CHRISTENSEN (1980): „Residential Substitution of Off-Peak for Peak Electricity,” *The Energy Journal*, 2, 85-142.
- CAVES, DOUGLAS W., LAURITS R. CHRISTENSEN and JOSEPH A. HERRIGES (1984): „Modelling Alternative Residential Peak-Load Electricity Rate Structures,” *Journal of Econometrics*, 26, 249-268.
- CAVES, DOUGLAS W., J. A. HERRIGES and L. D. KIRSCH (1987): „Voluntary Time-of-Use Rates and Involuntary Revenue Erosion,” unpublished paper.
- CHIPMAN, JOHN and J. C. MOORE, (1980): „Compensation Variation, Consumer’s Surplus, and Welfare,” *American Economic Review*, 70, 933-949.
- CHRISTENSEN ASSOCIATES INC. (1983): *Residential Response to Time-of-Use Rates: Development and Demonstration of a Transferability Model*, Report RP 1956-1, Electric Power Research Institute, Palo Alto, CA.
- GRANGER, CLIVE W. J., ROBERT ENGLE, RAMU RAMANTHAN and ALAN ANDERSEN (1979): „Residential Load Curves and Time-of-Day Pricing: An Econometric Analysis,” *Journal of Econometrics*, 9, 13-32.
- GRONAU, R. (1974): „Wage Comparisons — A Selectivity Bias,” *Journal of Political Economy*, 82, 1119-1143.
- HAUSMAN, J. A. and D. A. WISE (1976): „The Evaluation of Results from Truncated Samples: The New Jersey Negative Income Tax Experiment,” *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 421-445.
- HAUSMAN, J. A. (1977): „Social Experimentation, Truncated Distributions and Efficient Estimation,” *Econometrica*, 45, 319-339.
- HAUSMAN, J. A. (1979): „Attrition Bias in Experimental and Panel Data: The Gary Negative Income Maintenance Experiment,” *Econometrica*, 47(2), 445-473.
- HECKMAN, J. (1976): „The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models,” *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475-492.
- HECKMAN, J. (1979): „Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47, 153-162.
- HENDRICKS, W. and R. KOENKER (1979): „Demand for Electricity by Time-of-Day: An Evaluation of Experimental Results”, paper presented at the Rutgers Conference.

- HENSHER, D. and L. JOHNSON (1981): *Applied Discrete Choice Modeling*. New York: Halsted.
- HILL, DANIEL H., ROBERT M. GROVES, E. PHILIP HOWREY, A. CHRISTOPHER KLINE, DANIEL F. KOHLER, JAMES M. LEPKOWSKI and MARC A. SMITH (1979): *Evaluation of the FEA's Load Management and Rate Design Demonstration Projects*, Report EA-1152, Electric Power Research Institute, Palo Alto, CA.
- HIRSCHBER, JOSEPH G. (1987): „Economic Experiment Data: A Primer on the Use of Time-of-Day Electricity Pricing Data,” Working Paper No.8719, Southern Methodist University, Dallas, TX.
- KOHLER, DANIEL F. and BRIDGER M. MITCHELL: „Response to Residential Time-of-Use Electricity Rates: How Transferable are the Findings,” *Journal of Econometrics*, 9, 59-78.
- LEE, L-F. (1982): „Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias,” *Review of Economic Studies*, 355-372.
- LEE, L-F., G. S. MADDALA and R. P. TROST (1980): „Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models With Selectivity,” *Econometrica*, 48, 491-503.
- MADDALA, G. S. (1977): „Self-Selectivity Problems in Econometric Models,” in P. Krishriah (ed.), *Applications of Statistics*, Amsterdam: North-Holland, 351-366.
- MADDALA, G. S. (1983): *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MANNING, WILLARD G., JR. and JAN P. ACTON (1980): *Residential Electricity Demand Under Time-of-Day Pricing: Exploratory Data Analysis from the Los Angeles Rate Study*, report prepared for the Los Angeles Department of Water and Power, Rand Corporation, Santa Monica, CA.
- McFADDEN, D. (1981): „Econometric Models of Probabilistic Choice,” in *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, in C. Manski and D. McFadden, eds., Cambridge, MA:MIT Press, 198-272.
- MIEDEMA, ALLEN K., KAY K. LEE and S. B. WHITE (1981): *Time-of-Use Electricity Price Effects: Final Report*, report prepared for the U.S. Department of Energy, Office of Utility System, Research Triangle Institute, Research Triangle Park, NC.
- MUTHÉN, B. and K. G. JÖRESKOG (1981): „Selectivity Problems in Quasi-Experimental Studies,” paper presented at a conference on experimental research in the social sciences, University of Florida, Gainesville, FL.
- NELSON, F. (1981): „A Test for Misspecification in the Censored Normal Model,” *Econometrica*, 49, 1317-1329.

- OLSEN, R. (1980): „A Least Squares Correction for Selectivity Bias,” *Econometrica*, 48, 1815-1820.
- OLSEN, R. (1982): „Distributional Test for Selectivity Bias and a More Robust Likelihood Estimator,” *International Economic Review*, 23, 223-240.
- RESEARCH TRIANGLE INSTITUTE (1978): *Analytical Master Plan for the Analysis of Data from the Electric Utility Rate Demonstration Projects*, report prepared for the U.S. Department of Energy.
- WHITE, HALBERT (1980): „A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity”, *Econometrica*, 48, 817-838.