

*BIBLIOGRAFIJA — БИБЛИОГРАФИЯ — BIBLIOGRAPHY*

*Popis studija i istraživačkih radova završenih tokom 1969. god. u Ekonomskom institutu Zagreb*

Список трудов и научно-исследовательских работ, законченных в 1969 г. в Экономическом институте в Загребе

List of Studies and Research Projects Completed in the Economic Institute in Zagreb in 1969.

M. S—Z. 358

*Bibliografija članaka iz domaćih i stranih časopisa*

Библиография статей из отечественных и иностранных журналов

Bibliography of Articles Published in Domestic and Foreign Periodicals

Đ. M. 363

*ОБАВЕШТЕНЈА — ИНФОРМАЦИЈА — INFORMATION*

*Pregled radova objavljenih u dosadašnjim brojevima »Ekonomske analize«*

Перечень работ, опубликованных в предшествующих номерах журнала „Экономический анализ“

List of Papers Published in the Earlier Numbers of *Economic Analysis* 401

**PRIMENA HOUTHAKKER-TAYLOR MODELA  
U ANALIZI JUGOSLOVENSKEG UVOZA**

*(Jedan ekonometrijski model analize tražnje)\**

Milena JOVIĆ\*\*

Izložićemo rezultate primene Houthakker-Taylor ekonometrijskog modela prilagođavanja stokova i formiranja navika<sup>1)</sup> na jugoslovenski uvoz u periodu 1953—1968. Da bi se objasnilo opšte kretanje ukupnog uvoza, potrebno je da se privreda tretira kao skup međusobno povezanih dinamičkih procesa (koji uključuju proizvodnju, realizaciju, ostvarivanje i raspodelu dohotka, formiranje cena i ličnih dohodaka). Dinamički elementi su u modelu predstavljeni:

- a) funkcionalnim vezama s dočnjom<sup>2)</sup> i varijablama stope promene;
- b) funkcionalnim vezama koje uključuju varijable stokova (gde su stokovi nagomilani proizvod tokova objašnjenih modelom);
- c) promenom egzogenih varijabli i slučajnim promenama.

Model se izlaže i diskutuje u prvom delu članka. Drugi deo razmatra raspoložive podatke i tehničke teškoće njihove primene. U trećem delu dati su empirijski rezultati primene modela, a u četvrtom zaključci koji iz ovih rezultata slede. S obzirom na raspoloživost i kvalitet podataka, glavni akcenat rada je na metodološkom aspektu modela, dok je signifikantnost rezultata primene modela limitirana stepenom do koga su ispunjene glavne pretpostavke modela.

1. MODEL

U determinisanju tražnje za robom iz uvoza učestvuju brojni faktori: ekonomska aktivnost i potrošnja, domaće cene i kapaciteti, kao i cene i raspoloživost dobara na međunarodnom tržištu. Sve ove faktore možemo, uglavnom, svrstati u tri grupe:

\* Zahvaljujem na korisnim sugestijama pri izradi ovog rada mr Oskaru Kovaču i profesoru Branku Horvatu iz Instituta ekonomskih nauka, a posebno profesoru Lesteru Tayloru (University of Michigan) na literaturi i mnogobrojnim konsultacijama. Takođe zahvaljujem N. Brakuš, M. Dinkić i mr Z. Maroviću, koji su mi pomogli u prikupljanju podataka.

\*\* Autor je magistar ekonomskih nauka, radi kao asistent u Institutu ekonomskih nauka u Beogradu.

<sup>1)</sup> Houthakker, H. S. i Lester D. Taylor [10].

<sup>2)</sup> U jednačinama koje se odnose na period  $t$ , varijable koje uzimaju vrednosti iz nekog prethodnog ili potonjeg perioda su *vremenski pomaknute varijable*. Tako su *varijable s dočnjom* one sa indeksom  $t-1$ ,  $t-2$ , ili u opštem slučaju  $t-n$  ( $0 < n < t$ ).

- a) faktori domaće tražnje,
- b) faktori domaće ponude,
- c) faktori spoljne ponude i ostali faktori razmene.

Skoro svaka formulacija jednačine uvoza, kao agregirane funkcije tražnje za robom iz uvoza, uglavnom pokušava da uključi varijable koje predstavljaju najvažnije faktore iz svake od pomenutih kategorija. Tako su u jednoj publikaciji OECD<sup>3)</sup> u ispitivanju cikličnih oscilacija uvoza korišćene i ove varijable: industrijska proizvodnja, odgovarajuća varijabla cena, višak zaliha (stvarne zalihe u odnosu na normalne), varijabla liberalizacije spoljne trgovine, varijabla strukturnog pritiska tražnje na kapacitete (izvesna formulacija odnosa neispunjenih narudžbina prema isporukama) itd.

Da bismo ispitivanju kretanja jugoslovenskog uvoza prišli sistematski, da ne bismo faktore koji ga determinišu određivali, i o njima sudili, na osnovu statističkih parametara datog uzorka i njihove značajnosti, poći ćemo najpre od jednog teorijskog modela.

Odlučili smo se za model Houthakera i Taylora, dva američka ekonometričara. Njihov model je dinamički i namenjen upotrebi u analizi tražnje, a polazi od definicije dveju pojava, stvaranja navika i prilagođavanja stokova<sup>4)</sup>, kao dva alternativna fenomena koji karakterišu tražnju. Naime, dinamička teorija tražnje uopšte zasnovana je na pretpostavci da ponašanje potrošača u prošlosti utiče na njihove sadašnje odluke.

Fenomen prilagođavanja stokova već je dugo privlačio pažnju ekonometričara, ali ga nisu doveli u vezu sa fenomenom stvaranja navika. Pod prilagođavanjem stokova podrazumeva se proces kojim potrošači pokušavaju da izjednače svoje postojeće stokove (ili zalihe) sa željenim. Ovaj je proces izražen naročito kad su u pitanju trajna potrošna dobra. Još u prvim empirijskim studijama u oblasti tražnje za automobilima, ekonometričari su ustanovili da je korisno uključiti postojeće stokove automobila među varijable koje objašnjavaju tekuće kupovine automobila. Pokazalo se, prema očekivanjima, da veličina stokova ima negativan efekat na tekuće kupovine: što su veći stokovi na početku godine, manje će se kupiti tokom godine. Ovaj zaključak, do koga se najpre došlo u analizi vremenskih serija, bio je zatim potvrđen i u analizi simultanih statističkih preseka<sup>5)</sup>.

S druge strane, ideja o stvaranju navika može se sresti još kod Marshalla:

»... navike koje se jednom steknu o upotrebi jedne robe dok joj je cena niska, ne napuštaju se lako ni kad joj cena ponovo poraste.«<sup>6)</sup>

Međutim, ova je ideja dugo zauzimala neznačajno mesto u studijama tražnje. Razlog je prost u tome što je nejasna formulacija jedne pojave

<sup>3)</sup> Adams, F. G., et al. [1]. Ekonometrijskom analizom uvoza niza zemalja ovde se utvrđuje, između ostalog, da je najveći deo varijacija ukupnog volumena uvoza objašnjen vezom između kretanja faktora domaće tražnje i uvoza.

<sup>4)</sup> »habit formation and stock adjustment«

<sup>5)</sup> Vidi o tome: Houthakker, H.S. i J. Haldi, »Household Investment in Automobiles«, u *Consumption and Savings*, Friend i Jones ed., University of Pennsylvania, 1960.

<sup>6)</sup> Marshall, A., *Principles of Economics*, 8th ed. MacMillan, 1920.

neadekvatna za ekonometrijsku analizu. Prvi put je empirijski testirana (od strane Modiglianija i Duesenberryja odvojeno<sup>7)</sup>) kao ideja da nečija ukupna potrošnja u jednoj godini ne zavisi samo od njegovog dohotka te godine nego i od najvišeg dohotka ikada ranije ostvarenog.

Na osnovu dobijenih podataka, Duesenberry je postavio svoju hipotezu o uticaju relativnog dohotka potrošača na njegovu tražnju<sup>8)</sup>, a Modigliani je stvorio hipotezu o važnosti demografskih faktora, naime »životnog ciklusa«<sup>9)</sup>. Fenomen stvaranja navika ipak ne implicira nužno ni jednu od ovih hipoteza.

I stvaranje navika i prilagođavanje stokova su dinamički fenomeni, ali pokazuju upravo suprotnu vezu između potrošnje u prošlosti i sadašnjosti. Stvaranje navika predstavlja pojavu pri kojoj visok nivo potrošnje u skoroj prošlosti dovodi do visoke sadašnje tražnje. Konsekventno, stvaranje navika implicira pozitivnu vezu između potrošnje u prošlosti i sadašnjosti. S druge strane, prilagođavanje stokova predstavlja pojavu koja implicira negativnu funkcionalnu vezu između potrošnje u prošlosti i sadašnjosti: što je viša bila potrošnja u proteklom periodu, veće su i zalihe, pa njihovo prilagođavanje dovodi do smanjenja kupovina u tekućem periodu. Iz toga sledi da su prilagođavanje stokova i formiranje navika simetrični fenomeni koji određuju tekuću tražnju, i razlikuju se samo u znaku koeficijenta potrošnje u prošlosti.

Ponašanje potrošača u prošlosti može se u funkciji tražnje predstaviti izvesnom varijablom stanja stokova. Ta varijabla treba da meri stanje stokova u fizičkom smislu (kao broj automobila ili odela), ali i psihološke karakteristike ponašanja potrošača (na primer intenzitet navika stečenih upotrebom duvana i sl.). Pretpostavićemo da je dovoljno uključiti jednu ovakvu varijablu stanja stokova (naime ponašanja potrošača u prošlosti) u funkciju tražnje za jednom robom. Pri takvoj simplifikaciji, i tretirajući vreme kontinuelno, funkcija tražnje u Houthakker-Taylor modelu predstavljena je kao:

$$(1.1) \quad q(t) = \alpha + \beta s(t) + \gamma x(t)$$

gde su  $q(t)$  i  $x(t)$  jednovremeni tokovi potrošnje i dohotka u vremenu  $t$ ;  $s(t)$  je nivo varijable stanja stokova, a  $\alpha$ ,  $\beta$  i  $\gamma$  parametri. (Cene će biti uključene u funkciju nešto kasnije.) Kretanje varijabli definisano je preko stopa porasta jer, bar u teoriji, podrazumevamo da vreme teče kontinuelno. U statističkoj aproksimaciji moraćemo, naravno, da koristimo vremenske intervale, kvartalne ili godišnje, a moraćemo i da teorijske izraze prevedemo na statistički merljive veličine. Varijabla stanja stokova  $s$ , koju je uglavnom teško meriti, može biti zamenjena sledećom funkcijom koja prikazuje kako se stokovi menjaju kao rezultat tekućih nabavki i vremenskog toka:

$$(1.2) \quad \dot{s}(t) = q(t) - w(s, t)$$

<sup>7)</sup> Modigliani, F., »Fluctuations in the Savings Ratio. A Problem in Econometric Forecasting«; Duesenberry, J., »Some New Consumption Income Relationships and Their Implications«, *Econometrica*, Vol. 15, 1947.

<sup>8)</sup> »relative income hypothesis«

<sup>9)</sup> »life cycle hypothesis«

Ovde prvi izraz predstavlja stopu promene stokova a poslednji meru rabaćenja. Jednačina (1.2) je, dakle, prosto jedna računovodstvena jednakost. Da bismo njome mogli lakše operisati, pretpostavićemo da je stopa rabaćenja proporcionalna veličini stokova:

$$(1.3) \quad w(s, t) = \delta s(t)$$

Stopu rabaćenja u ovoj jednačini predstavlja parametar  $\delta$ . Jednačine (1.2) i (1.3) daju nam:

$$(1.4) \quad \dot{s}(t) = q(t) - \delta s(t)$$

Da bismo eliminisali  $s(t)$  u jednačini (1.1), najpre ćemo diferencirati ovu jednačinu, pa dobijamo:

$$(1.5) \quad \dot{q}(t) = \beta \dot{s}(t) + \gamma \dot{x}(t)$$

gde tačke nad varijablama opet znače stope promene u vremenskom toku. Kad uvrstimo (1.4) u (1.5) dobijamo:

$$(1.6) \quad \dot{q}(t) = \beta q(t) - \beta \delta s(t) + \gamma \dot{x}(t)$$

Zatim, rešavajući po  $s(t)$  u (1.1), nalazimo:

$$(1.7) \quad s(t) = \frac{1}{\beta} [q(t) - \alpha - \gamma x(t)]$$

Kad ovo zamenimo u (1.6) dolazimo do željenog rezultata

$$(1.8) \quad \dot{q}(t) = \alpha \delta + (\beta - \delta) q(t) + \gamma \dot{x}(t) + \gamma \delta x(t)$$

u kome se ne pojavljuje ni  $s(t)$  ni  $\dot{s}(t)$ .

Jednačina (1.8) je strukturalna, diferencijalna jednačina prvog reda, koja iskazuje stopu promene potrošnje preko merljivih veličina  $q$  i  $x$ , i u kojoj je dohodak jedina egzogena varijabla. Slično se u jednačinu mogu uvesti i druge varijable, na primer cena robe, kao jedna od odlučujućih varijabli u analizi tražnje. Sa nezavisnom varijablom cene  $p(t)$ , proširena jednačina (1.1) imaće sledeći oblik:

$$(1.9) \quad q(t) = \alpha + \beta s(t) + \gamma x(t) + \lambda p(t)$$

tako da kroz proces diferenciranja i zamene dobijamo strukturalnu jednačinu:

$$(1.10) \quad \dot{q}(t) = \alpha \delta + (\beta - \delta) q(t) + \gamma \dot{x}(t) + \gamma \delta x(t) + \lambda \dot{p}(t) + \lambda \delta p(t)$$

Strukturalni koeficijenti koje srećemo u modelu imaju sledeće karakteristike:

$\alpha$  = odsečak; o njegovom se znaku ne može ništa a priori reći;

$\beta$  = koeficijent varijable stanja stokova; njegov znak zavisi od toga da li roba o kojoj je reč dovodi do pojave stvaranja navika (u tom slučaju je pozitivan) ili prilagođavanja stokova (onda je negativan);

$\gamma$  = koeficijent dohotka, normalno očekujemo da će biti pozitivan, osim ako je proizvod u pitanju »inferioran«;

$\delta$  = koeficijent rabaćenja, normalno pozitivan, što znači da i gomilanje zaliha predstavlja izvesno »trošenje«; ali može biti i jednak nuli (npr. u slučaju štednje),

$\lambda$  = koeficijent cene; po tzv. »zakonu tražnje« normalno je negativan.

Jedna od važnih karakteristika modela je što omogućava da se reagovanje potrošača na promene dohotka razlikuje na dugi i na kratki rok. Osmotrićemo rešenja jednačina (1.9) i (1.10) u ravnotežnoj situaciji. Najpre ćemo uzeti u obzir statičku dugoročnu ravnotežu, definisanu kao stanje pri kome se ni dohodak ni varijable stanja stokova i cene ne menjaju ( $\dot{x}(t) = 0$ ;  $\dot{s}(t) = 0$ ;  $\dot{p}(t) = 0$ ), tako da i  $q$  ostaje konstantno ( $\dot{q}(t) = 0$ ). Ako su  $\bar{q}$ ,  $\bar{x}$  i  $\bar{p}$  vrednosti potrošnje, dohotka i cene koje zadovoljavaju dugoročnu ravnotežu, iz (1.10) nalazimo

$$(1.11) \quad \alpha \delta + (\beta - \delta) \bar{q} + \gamma \delta \bar{x} + \lambda \delta \bar{p} = 0$$

i dalje

$$(1.12) \quad \bar{q} = \frac{\alpha \delta}{\delta - \beta} + \frac{\gamma \delta}{\delta - \beta} \bar{x} + \frac{\lambda \delta}{\delta - \beta} \bar{p}$$

što nam daje veze između potrošnje i dohotka i potrošnje i cene pri statičkoj dugoročnoj ravnoteži. Iz ovih veza vidimo da je marginalna sklonost potrošnji na dugi rok izražena sa  $\gamma \delta / (\delta - \beta)$ , dok je na kratki rok predstavljena parametrom  $\gamma$ , prema jednačini (1.9). Takođe treba istaći da je  $\delta > 0$  i  $\delta > \beta$  kad je  $\beta > 0$ <sup>10</sup>). Onda je očigledno

$$(1.13) \quad \begin{cases} \gamma > \frac{\gamma \delta}{\delta - \beta} & \text{ako je } \beta < 0 \\ \gamma < \frac{\gamma \delta}{\delta - \beta} & \text{ako je } \beta > 0 \end{cases}$$

Ovo je rezultat činjenice da u kratkom roku nema mogućnosti da se stokovi sasvim prilagode potrebama.

Možemo takođe uočiti i razliku između kratkoročnog i dugoročnog izvoda  $q$  u odnosu na cenu. Iz jednačine (1.9) vidimo da je kratkoročni izvod izražen sa  $\lambda$ , a iz jednačine dugoročne ravnoteže (1.12) proizilazi da je dugoročni izvod  $q$  po  $p$  dat izrazom  $\lambda \delta / (\delta - \beta)$ .

Da bismo izvršili procenu parametara modela, moramo izvesti jednačinu koja odgovara jednačini (1.10), ali koja pretpostavlja da vreme

<sup>10</sup> Houthakker i Taylor pokazuju da se pri  $\beta > 0$  zahteva  $\beta < \delta$  kao uslov za stabilnost modela. Ova teorema je dokazana u knjizi: Houthakker, H. S. i L. Taylor [4].

uzima diskretne vrednosti. Tako dobijamo jednačinu izvedenog oblika<sup>11)</sup>, odn. radnu jednačinu modela, u kojoj je uključena i greška jednačine:

$$(1.14) \quad q_t = A_0 + A_1 q_{t-1} + A_2 \Delta x_t + A_3 x_{t-1} + A_4 \Delta p_t + A_5 p_{t-1} + u_t$$

Veze između koeficijenata jednačine izvedenog oblika i strukturnih koeficijenata<sup>12)</sup> je sledeća:

$$(1.15) \quad A_0 = \frac{\alpha \delta}{1 - \frac{1}{2}(\beta - \delta)}$$

$$(1.16) \quad A_1 = \frac{1 + \frac{1}{2}(\beta - \delta)}{1 - \frac{1}{2}(\beta - \delta)}$$

$$(1.17) \quad A_2 = \frac{\gamma + \frac{1}{2} \gamma \delta}{1 - \frac{1}{2}(\beta - \delta)}$$

$$(1.18) \quad A_3 = \frac{\gamma \delta}{1 - \frac{1}{2}(\beta - \delta)}$$

$$(1.19) \quad A_4 = \frac{\lambda + \frac{1}{2} \lambda \delta}{1 - \frac{1}{2}(\beta - \delta)}$$

$$(1.20) \quad A_5 = \frac{\lambda \beta}{1 - \frac{1}{2}(\beta - \delta)}$$

Na sličan način možemo strukturne koeficijente izraziti preko koeficijenata radne jednačine, pri čemu ćemo primetiti da se ocena koeficijenta  $\delta$  može dobiti na dva načina:

$$(1.21) \quad \delta = \frac{A_3}{A_2 - \frac{1}{2} A_3} \quad \text{i} \quad \delta = \frac{A_5}{A_4 - \frac{1}{2} A_5}$$

što znači da postoji prekomorna identifikacija<sup>13)</sup> ovog koeficijenta. Da bi se ona otklonila, potrebno je operisati sa jednačinom (1.14) uz ograničenje

<sup>11)</sup> Detaljno izvođenje ove jednačine i obrazloženje njegovog metoda mogu se naći u istoj knjizi (str. 11–14). Uprošćeno rečeno, izvođenje se zasniva na rešavanju (po  $q_t$ ) sistema jednačina: diferencne jednačine dobijene iz (1.10), pri pretpostavci da su promene vrnena jedinične, i jednačina dugoročne ravnoteže za periode  $t$  i  $t-1$ .

<sup>12)</sup> Parametri (koeficijenti) jednačine izvedenog oblika su funkcije parametara strukturne jednačine. U stvari, kao generalno pravilo, možemo zaključiti da je svaki parametar jednačine izvedenog oblika funkcija celog skupa parametara strukturne jednačine.

<sup>13)</sup> Pojem identifikacije označava mogućnost izražavanja strukturnih parametara preko parametara jednačine izvedenog oblika. Do prekomerne identifikacije (overidentification) dolazi kad koeficijenti izvedenog oblika impliciraju dve ili više (obično različite) vrednosti jednog struktturnog parametra. Moguće je, naravno, da usled neobičajenog sklopa podataka u uzorku prekomerna identifikacija zabeležena u specifikaciji nestane kod primene podataka.

$$(1.22) \quad A_2 A_5 - A_3 A_4 = 0$$

S obzirom da jedinstvena ocena  $\delta$  implicira konstantan odnos između kratkoročnog i dugoročnog izvoda  $q$  u odnosu na cenu, kao i između kratkoročnog i dugoročnog izvoda  $q$  u odnosu na dohodak, mi ćemo radije ignorisati ovo ograničenje, da bismo prenebrigli taj rigorozni aspekt modela.

Takođe je moguće dokazati da je razlika između stvarne i ravnotežne potrošnje (za dati nivo dohotka) proporcionalna razlici između stvarne i ravnotežne vrednosti varijable stanja stokova. Ovaj je odnos, dakle, reverzibilan, mada samo posle teorijski neodređenog perioda prilagođavanja<sup>14)</sup>. Iz činjenice da je dinamička funkcija tražnje reverzibilna, posmatrano na dugi rok, sledi da se model ne bavi mogućnošću promena u ukusima potrošača. Uopšte, ima malo logičke veze između pojave stvaranja navika i promene ukusa potrošača. Ne ulazeći u ovu komplikovanu vezu, posebno stoga što još uvek ne postoje jasni dokazi o dugoročnim vremenskim trendovima ukusa potrošača, preći ćemo na analizu podataka koristeći izloženi model.

## 2. PODACI

Korišćeni podaci potiču mahom iz statističkih godišnjaka i drugih publikacija SZS. Nažalost, procene kvartalnih iznosa društvenog proizvoda u stalnim cenama ne postoje u statističkim publikacijama, a i kvartalni iznosi uvoza izraženi su samo u tekućim cenama, mada po stalnom obračunskom kursu. Stoga su jedino godišnji podaci mogli biti korišćeni za model agregatnog uvoza. Originalni Houthakker-Taylor dinamički model trebalo bi da bude primenjen na per capita tražnju za robom iz uvoza, u realnim iznosima. Kao varijablu dohotka trebalo bi koristiti realni društveni proizvod per capita, a odnos implicitnog deflatora uvoza prema implicitnom deflatoru društvenog proizvoda kao varijablu cena. Za deflator uvoza koristili smo indekse koji predstavljaju multiplikativni efekat dejstva dvaju faktora: kretanja indeksa uvoznih cena i prosečnog obračunskog uvoznog kursa. Tako korišćena varijabla cena ( $p_t$ ) predstavlja indeksnu vrednost koja je u stvari odnos ovako izraženog deflatora uvoza i implicitnog deflatora društvenog proizvoda<sup>15)</sup>. Uvoz ( $q_t$ ) je izražen po stalnom obračunskom kursu: \$ 1 U.S. = = 300 starih dinara, a društveni proizvod ( $x_t$ ) u cenama 1966.

U pokušaju da se sačini kvartalni model i napravi razlika u tretiranju različitih upotreba dobara iz uvoza, ukupni jugoslovenski uvoz je podeljen na tri kategorije: (1) uvoz proizvoda za finalnu potrošnju, (2) uvoz proizvoda za investicionu potrošnju i (3) uvoz reprodukcijonog materijala. Ova podela se zasniva na činjenici da je svaka od pomenutih

<sup>14)</sup> S druge strane, ovaj isti odnos posmatrano na kratki rok nije reverzibilan: ukoliko dođe do privremenog porasta dohotka, na primer, to će uticati da se potrošnja menja, a samim tim i nivo varijable stanja stokova. Posle povratka na prvobitni nivo dohotka, varijabla stanja stokova, pa ni tekuće kupovine, više neće imati istu vrednost kao pre.

<sup>15)</sup> Deflator društvenog proizvoda izražen je kao:

$$\frac{\text{društveni proizvod u tekućim cenama}}{\text{društveni proizvod u cenama 1966.}} \cdot 100.$$

kategorija determinisana različitim komponentama dohotka — ili različitim definicijama dohotka. Stoga, jedino prva kategorija može biti tretirana kao specijalni slučaj funkcije potrošnje zavisne direktno od raspoloživog dohotka. Druge dve kategorije uvoza su tačnije tretirane kao funkcija investicija, odn. proizvodnje: uvoz namenjen investicijama treba da je visoko koreliran sa investicijama, a uvoz reprodukcionog materijala sa proizvodnjom.

Nažalost, ne postoje potrebni podaci za pomenute nezavisne varijable, a varijable kojima smo pokušali da ih zamenimo nisu pokazale rezultate koji mnogo obećavaju. U dezagregiranom modelu pokušali smo da kretanje prve kategorije uvoza objasnimo kretanjem raspoloživih ličnih dohodaka deflacionisanim troškovima života, kretanje druge kategorije efektivnim časovima u građevinarstvu<sup>16)</sup>, a kretanje treće kategorije uvoza indeksom fizičkog obima proizvodnje.

Od pomenute tri kategorije uvoza najbolja funkcionalna povezanost pokazala se u kategoriji uvoza reprodukcionog materijala, koji je visoko zavisan od indeksa fizičkog obima proizvodnje. Pri korišćenju kvartalnih podataka otkriva se eksponencijalna funkcionalna veza i rezultati su sledeći:

$$(2.1) \log y_t = 4.593 + 0,005 x_t$$

(0,067) (0,002)

koeficijent determinacije	$R^2 = 0,91$	Durbin- Watson koeficijent	$D.W. = 1,7$	broj stepena slobode	$df = 51$
				rezidualna standardna greška	$S_e = 0,138$

gde je  $y_t$  = uvoz reprodukcionog materijala u kvartalu  $t$ ,

a  $x_t$  = indeks fizičkog obima proizvodnje u kvartalu  $t$ .

Ovi rezultati su vrlo značajni i zaslužuju posebnu pažnju. Bilo bi veoma poželjno statistički »objasniti« na sličan način i kretanje ostalih kategorija uvoza. Međutim, u nedostatku potrebnih podataka za primenu Houthakker-Taylor modela (raspoloživi dohodak i odgovarajuća varijabla cena) na pojedine kategorije uvoza, preći ćemo na analizu ukupnog uvoza, imajući u vidu rezultate ovde iznesene. Činjenica da su indeksi fizičkog obima proizvodnje i uvoz reprodukcionog materijala u tako uskoj funkcionalnoj vezi koristiće nam u izvođenju zaključaka o opštem kretanju ukupnog uvoza.

<sup>16)</sup> Naša statistika nažalost ne prati realne investicije kvartalno, pa čak nema ni pouzdanih procena za investicije u stalnim cenama za ceo posmatrani period. Dr Branko Horvat je u svojoj knjizi »Privredni ciklusi u Jugoslaviji« (Beograd, 1969.) pokazao da se kretanja bruto investicija i volumena građevinskih radova dobro poklapaju: kako građevinska delatnost obuhvata veći deo investicija, a podložna je značajnim fluktuacijama, bruto investicije fluktuiraju s mnogo većim amplitudama od industrijske proizvodnje. Zato smo, kao meru kretanja investicija, koristili efektivne časove u građevinarstvu.

### 3. EMPIRIJSKI REZULTATI PRIMENE MODELA

Godišnji podaci korišćeni pri upotrebi modela pokrivaju period od 1952. do 1968. Zbog upotrebe lančanih indeksa i varijabli s dočnom, broj stepena slobode smanjuje se za 2. Primenom metoda najmanjih kvadrata na (1.14), zanemarujući ograničenje (1.22), dobijamo:

$$(3.1) \quad q_t = 135,8862 + 0,5203 q_{t-1} + 0,0356 \Delta x_t + 0,0159 x_{t-1}$$

(0,3471) (0,0255) (0,0182)

$$- 3,7064 \Delta p_t - 4,4805 p_{t-1}$$

(4,1025) (3,4718)

$$R^2 = 0,980 \quad D.W. = 2,474 \quad S_e = 24,430 \quad df = 14$$

$$\alpha = 138,9001 \quad \beta = -0,0056 \quad \gamma = 0,0364 \quad \gamma^* = 0,0362$$

$$\lambda = -1,9288 \quad \lambda^* = -1,9288 \quad \delta_1 = 0,5750 \quad \delta_2 = 3,0560$$

$$\varepsilon = 0,8853 \quad \varepsilon^* = 0,8805 \quad \eta_1 = -0,1479 \quad \eta^* = -0,1475$$

Varijable su sledeće:

$q_t$  = uvoz u godini  $t$ , po stalnom kursu: \$ 1 U.S. = 300 st. din.

$x_t$  = društveni proizvod u godini  $t$ , izražen u cenama 1966.

$p_t$  = varijabla cena, odn. odnos deflatora uvoza prema implicitnom deflatoru društvenog proizvoda.

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$$

$$\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$$

$\varepsilon$  i  $\eta$  označavaju koeficijente elastičnosti uvoza prema društvenom proizvodu i varijabli cena, respektivno, a  $\varepsilon^*$  i  $\eta^*$  su ove vrednosti na dugi rok<sup>17)</sup>. Elastičnosti su procenjene kod srednjih vrednosti varijabli.

Dobijene koeficijente treba posmatrati u jedinicama u kojima su izražene i odnosne varijable<sup>18)</sup>. Svi koeficijenti nisu signifikantni uz nivo značajnosti od 10%, ali imaju očekivane predznake. Konvencionalne makroekonomske modele obično karakteriše keynesijansko shvatanje da će ograničavanje uvoza dovesti do povećanja proizvodnje i zaposlenosti. Međutim, to je verovatno tačno jedino za visoko razvijene zemlje i skoro autarhične privrede, kod kojih je uvoz većim delom tzv. konkurentni uvoz (koji smanjuje mogućnosti realizacije domaće proizvodnje). Ovo stanovište implicira pretpostavku da sa nedovoljno iskorišćenim kapacitetima u proizvodnji i pri pojavi relativne nezaposlenosti radne snage

<sup>17)</sup> Mladen Kovačević (u svom radu »Elastičnost uvoza i izvoza Jugoslavije«, Simpozijum u Opatiji 1969) procenjuje elastičnost uvoza za period 1953—1967. i dobija koeficijent elastičnosti od 1,19. Naša procena elastičnosti uvoza u odnosu na društveni proizvod u prostoj linearnoj regresiji (za približno isti period) takođe je veća od 1 i iznosi 1,44. Međutim, rezultati iz multiple regresije pokazuju da je uvoz neelastičan u odnosu na društveni proizvod, jer je parcijalni elastičitet nužno manji od elastičeta dobijenog korišćenjem proste regresione veze.

<sup>18)</sup> Da bi se mogle porediti, možda bi bilo pogodnije razmatrati procene koeficijenata proste transformacije u elastičete, čije su vrednosti utvrđene pri srednjim veličinama odnosnih varijabli u uzorku. Varijable su izražene u milijardama starih dinara.

ge, domaća proizvodnja i uvoz (određenih proizvoda) predstavljaju supstitute u kraćem roku. U manje razvijenim zemljama, međutim, većina uvezenih proizvoda su kapitalna dobra i sredstva za proizvodnju, za koje često nema domaćih supstituta. Zbog toga možemo očekivati, pa i u našem slučaju, da su društveni proizvod i uvoz pozitivno korelirani.

S druge strane, s varijablom koja predstavlja kretanje cena je obrnut slučaj. Što je veći odnos cena po kojima se roba nabavlja iz inostranstva prema cenama po kojima se nabavlja u zemlji, to će uvoz biti manje stimulisan, na račun porasta potrošnje na domaćem tržištu. (Kad bismo u jednačini imali zastupljene i uvozne i domaće cene, normalno bismo očekivali da prve budu negativno, a druge pozitivno korelirane sa uvozom.)

U našoj jednačini  $R^2$  je visoko, a testiranjem Durbin-Watson koeficijenta dolazimo do zaključka da se ne može oboriti hipoteza da u rezidualima nije prisutna autokorelacija, iako je  $D.W.$  koeficijent relativno visok. Ovo je verovatno tačno čak i kad se uzme u obzir činjenica da je  $D.W.$  koeficijent pristrasan i teži dvojci u modelima gde se pređašnja vrednost (vrednost s docnjom) zavisne varijable javlja kao nezavisna varijabla<sup>19</sup>).

Mnogo važniji rezultat od visokog  $R^2$  (jer znajući prirodu ekonomskih vremenskih serija, u modelima kod kojih se kao nezavisna varijabla javlja zavisna varijabla s docnjom možemo gotovo uvek očekivati visoki koeficijent determinacije) predstavlja činjenica da su procene strukturalnih koeficijenata uglavnom prihvatljive i verovatne.

Koeficijent rabaćenja (fizičkog i moralnog) normalno je pozitivan, pa i u našem slučaju. Interesantno je napomenuti da bi se pri ograničenju (1.22) dobila jedinstvena procena koeficijenta  $\delta$ , koja bi ležala između naše dve procenjene vrednosti ovog koeficijenta. S obzirom da se ove dve vrednosti dosta razlikuju i da smo koristili njihovu srednju vrednost pri izračunavanju strukturalnih koeficijenata i elasticiteta na dugi rok, možemo reći da procene koeficijenata na dugi rok nisu naročito pouzdane. Ipak su nešto manje od kratkoročnih vrednosti istih koeficijenata, pa postojanje ove razlike opravdava konišćenje dinamičkog modela. Naime, s obzirom da je uvoz podložan prilagođavanju stokova, mogli bismo i očekivati da će se, obuhvatanjem dinamičkih elemenata, modelom generisati procene elasticiteta koje su manje (u apsolutnoj vrednosti) na dugi nego na kratki rok. Budući da u kratkom roku nema mogućnosti da se stokovi sasvim prilagode potrebama, uvoz mnogo brže i elastičnije reaguje, kako na povoljne, tako i na nepovoljne uslove. Na primer, ukoliko u jednom periodu uvozne cene relativno porastu u odnosu na domaće cene, uvoz će se bitno smanjiti, uz očekivanje da će stokovi moći da se nadoknade u periodu sa povoljnijim uslovima uvoza. Slično se može objasniti i kratkoročni elasticitet u odnosu na varijablu dohotka ( $x_t$ ): na privremeno smanjenje dohotka uvoz je osetljiviji u kratkom nego u dugom roku.

Prema procenjenom koeficijentu  $\beta$ , koji je negativan, izgleda da je uvoz u Jugoslaviji obeležen prilagođavanjem stokova. Ovo je i logično

<sup>19</sup> Durbin, J. i G. S. Watson [9]. U ovom članku je data i tabela distribucije gornje i donje granice koeficijenta, kao funkcije broja egzogenih varijabli i veličine uzorka. Testirali smo hipotezu o nezavisnosti reziduala, nasuprot alternativnoj hipotezi o negativnoj korelaciji, uz nivo značajnosti od 5% i 2,5%.

imajući u vidu činjenicu da je najveći deo proizvoda iz uvoza namenjen potrebama investicija i proizvodne potrošnje i da nema odgovarajućih supstituta u domaćoj proizvodnji. Koeficijent  $\beta$  bi verovatno bio i veći u apsolutnoj vrednosti da ne postoje ograničenja ponude, naime režim ograničenja uvoza.

Međutim, sve ove napomene o strukturalnim koeficijentima ne kažu nam mnogo o koeficijentima u radnoj jednačini (1.14). Tako negativnost koeficijenta  $\beta$  u (1.1), koja predstavlja pojavu prilagođavanja stokova, ne implicira ništa direktno o  $A_1$ , koeficijentu koji povezuje potrošnju u prošlosti sa tekućom potrošnjom u diferencnoj jednačini (1.14). Zbog procesa matematičkog izvođenja ove jednačine iz strukturalne funkcije, koja je zasnovana na teorijskim koncepcijama o tretiranom ekonomskom fenomenu, jednačina izvedenog oblika je reducirana i ne mora imati ni direktnu ni jedinstvenu svoju ekonomsku interpretaciju. Ona nam dozvoljava da predvidimo šta će se desiti kad se egzogene varijable promene, ali nam ne daje određeno i jedinstveno objašnjenje zašto i kako se to dešava. To znači da je strukturalna jednačina, izražena u kontinuelnom vremenskom toku, fundamentalna, dok je radna jednačina (1.14) samo njena pogodna aproksimacija.

Postoje ozbiljni statistički problemi pri upotrebi modela u kojima se kao nezavisna varijabla javlja zavisna varijabla s docnjom. Kad se ekonomija u razvoju posmatra kroz duži vremenski period, postoji relativno malo razlike između jedne varijable i njene vrednosti s docnjom od jednog perioda, naročito kvartala. (Ipak, treba imati na umu da ima više »šuma« u kvartalnim nego u godišnjim podacima, zbog grešaka u opažanju, merenju, itd.)

Bez obzira na teoriju po kojoj je model zasnovan, usled značajne korelacije između zavisne varijable i njene vrednosti s docnjom, može se očekivati ne samo visok koeficijent korelacije regresione jednačine već i pristrasne ocene koeficijenata varijabli s docnjom pri upotrebi metoda najmanjih kvadrata. Stoga se postavlja pitanje zašto se onda u ekonometrijskim modelima uključuju vrednosti zavisne varijable s docnjom. Teorijska uloga takvih varijabli u našem slučaju je u predstavljanju dinamičkog uticaja ponašanja u prošlosti na sadašnje ponašanje, odn. navike. Osim toga, u Houthakker-Taylor modelu  $y_{t-1}$  se pojavljuje zbog transformacije koja je učinjena da bi se izbeglo operisanje sa veličinama koje je teško, ako ne i nemoguće, meriti. Ekonometrijski model, pre svega, treba da predstavlja oruđe kojim se koristimo da izvedemo zaključke u vezi sa našim teorijskim modelom.

Kod vremenskih serija, kad podaci pokazuju značajan stepen autokorelacije, pitanje je da li je izračunavanje  $R^2$  suviše blag test valjanosti regresione jednačine, odn. njene sposobnosti da objasni date pojave. U izvesnom smislu,  $R^2$  predstavlja podatak koji nam jednačina pruža o hipotezi da zavisna varijabla uzima uvek svoju srednju vrednost:

$$(3.2) \quad R^2 = 1 - \frac{\sum (y - \bar{y})^2}{\sum (y - \bar{y})^2}$$

gde su  $y$  i  $\bar{y}$  stvarna i izračunata (data jednačinom) vrednost zavisne varijable, a  $\bar{y}$  je njena srednja vrednost u uzorku. Zato je u analizi vre-

menskih serija često značajno izračunati jedan drugi koeficijent prilagodavanja jednačine datim podacima. Za razliku od  $R^2$ , on predstavlja valjanost jednačine prema hipotezi (možda relevantnijoj za analizu vremenskih serija) da će zavisna varijabla u periodu  $t$  uzeti istu vrednost kao i u periodu  $t - 1$ .

$$(3.3) \quad \rho^2 = 1 - \frac{\sum_{t=2}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=2}^n (y_t - y_{t-1})^2}$$

Ovaj koeficijent zavisi kako od  $R^2$ , tako i od serijskog koeficijenta korelacije zavisne varijable (koji je izražen formulom  $c = \text{Cov}(y_t, y_{t-1})/\sigma_y$ ).<sup>2</sup> Aproximativno,  $\rho^2 > R^2$  ako je  $c < 0,5$ , i obrnuto<sup>20</sup>). Procena  $\rho^2$  za našu jednačinu je  $\rho^2 = 0,7902$ , pa možemo zaključiti da je serijski koeficijent korelacije zavisne varijable  $c > 0,5$ .

Zbog prisustva multikolinearnosti u jednačini standardne greške koeficijenata su prilično visoke. Multikolinearnost je i razlog što uticaj jedine dve varijable koje, uz nivo značajnosti od 1%, odolevaju  $t$ -testu ( $x_{t-1}$  i  $p_{t-1}$ ) na prvi pogled iz jednačine (3.1) deluje kao nedovoljan da bi se one uvrstile u jednačinu. Treba, međutim, napomenuti da ako je predviđanje primarni cilj ekonometrijskog modela, interkorelacija nezavisnih varijabli ne mora biti ozbiljan problem, pod uslovom da se međusobni odnosi među nezavisnim varijablama ni ubuduće bitno ne promene. No, u potrazi za jednačinom koja bi potpunije objasnila kretanje zavisne varijable, i čiji bi koeficijenti bili statistički prihvatljivije definisani, došli smo do rezultata:

$$(3.4) \quad q_t = -107,3270 + 0,0428 \Delta x_t + 0,0402 x_{t-1} + 2,1661 d_{t-1}$$

(0,0112)      (0,0049)      (0,4159)

$$R^2 = 0,989 \quad D.W. = 2,470 \quad S_e = 16,512 \quad d.f. = 14$$

$$\eta_{q/x} = 0,9198 \quad \eta_{q/d} = 0,3838 \quad \eta_{q/\Delta x} = 0,0617$$

gde su varijable  $q_t$  i  $x_t$  definisane kao i pre, a  $d_{t-1}$  je deflator društvenog proizvoda (definisan u napomeni 15) sa dočnjom od jednog perioda.

Jednačina pokazuje vrlo značajne statističke kvalitete. Pored očekivanih predznaka koeficijenata,  $R^2$  je veoma visoko, a testiranjem  $D.W.$  koeficijenta na nivou signifikantnosti od 5% i 2,5% ne može se obroniti hipoteza da u rezidualima nije prisutna autokorelacija. Rezidualna standardna greška regresije je pri tom niža nego u drugim pokušajima objašnjavanja zavisne varijable. Svi koeficijenti su signifikantni čak i uz prag značajnosti od 1%, što znači da je jednačina veoma pouzdana. Varijablu  $\Delta x_t$  ( $x_t - x_{t-1}$ ) bi u kvartalnom modelu verovatno trebalo zameniti stopom porasta društvenog proizvoda, uz eventualnu dočnju, pa

<sup>20</sup> Rhomberg, R. R. i L. Boissonneault, »The Foreign Sector«, u knjizi: Duesenberry, J. et al. [2].

bi njen ekonomski smisao bio jasniji i određeniji<sup>21</sup>). Inače, činjenica da su u jednačini prisutne cene iz prošlog perioda, a ne tekuće cene, može biti ekonomski objašnjena dočnjom u reagovanju ili odlučivanju o tekućim nabavkama. Treba ipak napomenuti da strukturalna jednačina na kojoj se (3.4) zasniva nema svoju jasnu ekonomsku interpretaciju u smislu izloženog modela (jer specijalni slučaj:  $A_1 = 0$  i  $A_2 = 0$  implicira vrednosti strukturalnih koeficijenata  $\delta = -2$  i  $\beta = -4$  sa nedovoljno jasnim ekonomskim smislom).

#### 4. ZAKLJUČCI

Glavni direktni rezultat koji smo dobili primenom Houthakker-Taylor modela je mogući zaključak da je jugoslovenski uvoz u periodu 1953—1968. okarakterisan ponašanjem njegovih korisnika koje obeležava »prilagodavanje stokova«. Naime s obzirom da je naša procena koeficijenta  $\beta$  negativna, formiranje uvozne tražnje karakteriše negativna korelacija sa stanjem stokova. Ukoliko je tražnja bila visoka u nedavnoj prošlosti, opravdano je očekivati da postoje određene zalihe, a njihov će nivo obrnuto proporcionalno ubicati na tražnju u sadašnjosti i bliskoj budućnosti.

Aritmetički predznak koeficijenta  $\beta$  nema značaja samo za predviđanje budućih kretanja tražnje već često govori o strukturi, odnosno kvalitativnim karakteristikama, tražene robe i ponašanja potrošača. Činjenica je, kako klasične ekonometrijske studije potrošačke tražnje pokazuju, da jednačine sa konvencionalnim varijablama (kao cena i dohodak) ne mogu da objasne veliku proporciju varijanse u per capita potrošnji ako nisu modifikovane da uključe vremenske trendove ukusa potrošača ili, alternativno, da predstavljaju dinamičke forme koje uključuju eksplicitne parametre stokova, stvaranja navika i njihovog intenziteta. Ustanovljeno je da značajan efekat promene cena i dohotka teži da deluje uglavnom indirektno, kroz kumulativne procese nagomilavanja zaliha i stvaranja navika, procese koji bi se u statističkim modelima pojavili kao trend.

Imajući na umu da je najveći deo jugoslovenskog uvoza namenjen proizvodnji potrošnji, jer oko 60% uvoza predstavlja uvoz reprodukcionog materijala<sup>22</sup>), konstatacija da je celokupna uvozna tražnja podložna prilagodavanju stokova mogla se i očekivati. Uvoz reprodukcionog materijala može, naročito u nekim privrednim granama, da značajno utiče na proces proširene reprodukcije. Naši rezultati u II delu ovog rada upravo to i potvrđuju. Podaci međusektorske tabele 1962. pokazuju da su u jugoslovenskoj proizvodnoj strukturi od uvoza reprodukcionog materijala najviše zavisni sektori: metalski kompleks (brodogradnja, metalska i elektroindustrija), tekstilna i hemijska industrija. Oko 40% materijalnih troškova u industriji nafte čini reprodukcioni materijal iz

<sup>21</sup> Dr Branko Horvat u svom delu »Privredni ciklusi u Jugoslaviji« dolazi do zadovoljavajućih rezultata u tom pravcu.

<sup>22</sup> Vidi o tome: Oskar Kovač, »Spoljna trgovina kao faktor ubrzanja rasta«, *Ekonomist* 1. 1969.

uvoza. Slična situacija je i u hemijskoj i tekstilnoj industriji, u brodogradnji ovaj udeo iznosi 52,1%, a u industriji gume čak 63%<sup>23)</sup>.

Taj je uvoz velikim delom tehnološki uslovljen i nekonkurentan. Stoga bismo mogli očekivati i uticaje koji dovode do »formiranja navika« u tražnji za proizvodima iz uvoza. Ma koliko se proces supstitucije uvoza razvijao, naučno-tehnološki progres i primena sve novije tehnologije u procesu proizvodnje uvek će uslovljavati izvestan obim uvoza, i pored promene njegove strukture. Stalne tekuće i rastuće potrebe za proizvodima iz uvoza sprečavaju formiranje relativno visokih njihovih zaliha, i to je verovatno razlog zbog koga je dobijena procena koeficijenta  $\beta$  bliska nuli.

Jedan od bitnih elemenata koji utiče na obim uvoza predstavlja stanje monetarnih rezervi, odn. platno-bilansne likvidnosti, jer često direktno određuje i režim ograničavanja uvoza. Prema podacima Instituta ekonomskih nauka, oko 70% uvoza nalazi se pod režimom kvantitativnih restrikcija<sup>24)</sup>, što predstavlja visok stupanj zatvorenosti. Mada u našoj jednačini nemaju svog statističkog predstavnika ni stanje monetarnih rezervi ni sistem administrativnih mera koje regulišu (ograničavaju) uvoz, verovatno je njihov uticaj na uvoz iako uslovio nisku apsolutnu vrednost koeficijenta  $\beta$ . Kad je ponuda toliko ograničena da ne zadovoljava postojeću tražnju, naime kad postoji »višak tražnje« nad ponudom, može se očekivati da procenjeni koeficijent  $\beta$  daje utisak stvaranja navika, bez obzira na stvarnu strukturu tražnje.

Verovatno je najtačnije reći da je tražnja za svakom robom podložna i faktorima koji dovode do prilagođavanja zaliha i onima koji dovode do stvaranja navika. Znak koeficijenta  $\beta$  će, dakle, zavisiti od toga koji od ovih faktora su relativno uticajni. U analizi tražnje obično očekujemo da će trajna potrošna dobra, kao automobili i frižideri, imati negativan koeficijent stanja stokova, a da će usluge i »luksuzni« proizvodi (npr. duvan) imati ovaj koeficijent pozitivan. Teško je reći nešto određeno za proizvode široke potrošnje koji nisu trajni, ali će verovatno i tražnja za njima biti podložna stvaranju navika, i to pre pri visokim nego pri niskim ličnim dohocima potrošača. Ovo je rezultat delovanja dva važna faktora:

- a) Sa porastom ličnih dohodaka sve veći udeo u troškovima potrošača imaju izdaci na usluge i »luksuznu robu«<sup>25)</sup>.
- b) Sa višim ličnim dohocima relativno postaju važniji faktori koji jačaju stvaranje navika, kao efekat ugledanja ili ravnopravnosti sa susjedima (Duesenberryjev »demonstration effect«)<sup>26)</sup>.

Iz naših skromnih podataka o kretanju uvoza očigledno je samo da uvoz ostvaruje brzi porast u posmatranom periodu, ali je prilično teško izvoditi definitivne zaključke o karakteristikama uvozne tražnje, ako se podaci ne razbiju na posebne kategorije i ne ispituju posebno.

<sup>23)</sup> Dr M. Sekulić, »Metode planiranja strukturnih proporcija u planu privrednog razvoja«, Savezni zavod za privredno planiranje, Beograd, 1965.

<sup>24)</sup> »Ocena ekonomske situacije«, Institut ekonomskih nauka, Beograd, 1969.

<sup>25)</sup> Ova bi se tvrdnja mogla potkrepiti Engelovim zakonima.

<sup>26)</sup> Duesenberry, J. S., »Income, Savings, and the Theory of Behavior«, Harvard University Press, 1949.

Osim analize dezagregiranih podataka, verovatno bi bilo potrebno konstruisati kvartalni model, koji bi sa većom tačnošću pokazivao tendencije kretanja uvoza, naročito sa aspekta uticaja cikličnih kretanja društvenog proizvoda.

Najzad, bez obzira na naša razmatranja tendencije »prilagodavanja stokova« u jugoslovenskoj tražnji za robom iz uvoza, možemo zaključiti da primenjeni dinamički model zadovoljava sve standardne kriterijume obuhvatanja glavnih determinanti uvoza. Uprošćena radna jednačina (3.4), naročito, pokazuje značajne statističke kvalitete u objašnjava vanju uvoznih kretanja. Stoga nam može korisno poslužiti i u svrhe predviđanja, a dobijeni rezultati, nagoveštavajući čvrste funkcionalne veze, ukazuju na puteve daljih istraživanja.

(Rad primljen jula 1970.)

#### LITERATURA

##### Knjige

- [1] Adams, F.G., et al., *An Econometric Analysis of International Trade*, OECD, 1969.
- [2] Duesenberry, James, S., et al. (eds.), *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, Rand McNally, 1965.
- [3] Goldberger, Arthur S., *Econometric Theory*, John Wiley, 1964.
- [4] Houthakker, H.S. and Lester D. Taylor, *Consumer Demand in the United States, 1929—1970*, Harvard University Press, 1966.
- [5] Johnston, J., *Econometric Methods*, McGraw Hill, 1963.
- [6] Malinvaud, E., *Statistical Methods of Econometrics*, Rand McNally, 1966.
- [7] \*\*\*, *Ocjena ekonomske situacije i predviđanja daljeg razvoja*, Jugoslovenski institut za ekonomska istraživanja, Beograd, 1969.
- [8] Prachowny, Martin F.J., *A Structural Model of the U.S. Balance of Payments*, North Holland, 1969.

##### Clanci

- [9] Durbin, J. and G.S. Watson, »Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression«, I and II, *Biometrika* 1950 and 1951.
- [10] Houthakker, H.S. et Lester D. Taylor, »Formation d'habitude et ajustement de stock dans l'analyse de la demande«, *Economie appliquée*, 1968.
- [11] Kovač, Oskar, »Spoljna trgovina kao faktor ubrzanja rasta«, *Ekonomist* 1, 1969.
- [12] Taylor, Lester D., »Personal Consumption Expenditure in Sweden 1931—1958«, Zurich meeting of the Econometric Society, September 1964 (abstract).
- [13] Taylor, Lester D., »Macroeconomics and Fiscal Policy in an Import Constrained Underdeveloped Country: the Case of Colombia«, *Revista de Planeacion y Desarrollo*, Vol. I, No. 1, 1969.

##### Neobjavljeni materijal

- [14] Taylor, L.D., *Notes on Regression Analysis of Time Series Data*, 1969.

APPLICATION OF THE HOUTHAKKER-TAYLOR MODEL  
IN THE ANALYSIS OF YUGOSLAV IMPORTS

by Milena JOVIČIĆ

Summary

This paper reports the results from applying the dynamic theory of the Houthakker-Taylor econometric model to the analysis of Yugoslav import demand. In conformity with the notion commonly held in the dynamic theory of demand that past behavior influences current decisions, the model uses habit formation and stock adjustment as two alternative phenomena that characterize demand: habit formation implies a positive association, and stock adjustment a negative association between past and present consumption.

The model is discussed in the first part of the paper, the data and the variables employed in the second part, and the third part gives the empirical results from applying the model to Yugoslav imports in the period 1952—1968. Some concluding remarks are made in the fourth part of the paper.

One of the main results is the conclusion that aggregate Yugoslav imports are subject to stock adjustment over the observed period, for the stock coefficient  $\beta$  is negative. Although not all of the coefficients of the estimated equation (3.1) are significant, the estimated structural coefficients seem quite plausible. Since capital and intermediate goods comprise a large part of Yugoslav imports (about 60%), a negative stock coefficient could be expected a priori. Due to the fact that there are no domestic substitutes for a large number of these goods, and also to the fact that about 70% of Yugoslav imports are subject to some form of quantitative restrictions, it is probably safe to say that there are also some strong forces reinforcing habit formation.

Another important finding is that prices are relatively less important in explaining imports in Yugoslavia than the level of GNP. This could also be due to the fact that there are no domestic substitutes for a great deal of imported goods, at least in the short run.

The suggested further research would be based on disaggregating the data and explaining them separately, and also on constructing a quarterly model.

MEĐUZAVISNOST KRETANJA PRODUKTIVNOSTI  
RADA I CENA U INDUSTRIJI JUGOSLAVIJE

Sofija POPOV\*

U našoj zemlji čine se značajni naponi da bi se postavila jedna efikasna tržišna privreda. Mere ekonomske politike koje se u tom smeru kreiraju treba da budu zasnovane na poznavanju bitnih komponenti i zakonitosti robne proizvodnje. Budući da će intervencija ekonomske politike biti uspešnija ukoliko je adekvatno usaglašena sa delovanjem spontanah tržišnih snaga, to se nameće značaj izučavanja mehanizma i efekata delovanja tih snaga. U ovom radu obrađuju se neki od tih efekata koji dovode do ostvarenja određenog odnosa između kretanja produktivnosti rada i cena. Najpre se daje analiza faktora koji se u razvijenim tržišnim privredama ispoljavaju u međuzavisnosti kretanja produktivnosti rada i cena. Potom se čini pokušaj statističkog testiranja te zavisnosti na primeru jugoslovenske industrije.

I. TEORIJSKE OSNOVE MEĐUZAVISNOSTI  
KRETANJA PRODUKTIVNOSTI RADA I CENA

Analiza faktora koji definišu određenu vezu u kretanju produktivnosti rada i cena u samoupravnoj socijalističkoj robnoj proizvodnji zasniiva se na određenim postavkama koje su imanentne svakoj tržišnoj privredi. Osnovna je da se preduzeća kao osnovni privredni subjekti u samoupravnom socijalizmu ponašaju tako da u svakom momentu teže maksimiziranju ukupne dobiti.<sup>1)</sup> Pri tom se ispoljava tendencija uprosečavanja dobiti koja fungira kao cena društvenih sredstava.<sup>2)</sup>

\* Autor je magistar ekonomskih nauka, radi kao istraživač u Institutu ekonomskih nauka u Beogradu.

<sup>1)</sup> Analizirajući ponašanje našeg preduzeća u poređenju sa kapitalističkim, B. Horvat zaključuje: »Izgleda da je realistično pretpostaviti da svako poduzeće planira za određenu sumu porast dohotka po radniku u narednom planskom periodu; i maksimizira ostatak neto dohotka u odnosu na celo preduzeće a ne u odnosu na broj trenutno zaposlenih radnika.« (B. Horvat: »Prilog zasnovanju teorije jugoslovenskog poduzeća«, *Ekonomska analiza*, 1967/1—2, str. 28). V. Rakić kaže da se u našim uslovima dohodak ostvaruje primarno kao dohodak radne organizacije, a tek njegovom raspodelom dobija svaki radnik svoj lični dohodak. (*Konceptija i verifikacija specifične cene proizvodnje u jugoslovenskoj privredi 1964. i 1966.*, Institut društvenih nauka, Beograd, 1968, str. 35).

<sup>2)</sup> B. Horvat je pokazao da se, dobrim delom, poklapaju intervali devijacije granskih stopa dobiti od proseka za jugoslovensku i američku industriju, te da i u jugoslovenskoj (kao i američkoj) industriji deluje zakon »prosečne profitne stope« (B. Horvat: »Cijene proizvodnje u Jugoslaviji«, *Ekonomska analiza*, 1970/1—2, strana 1—20).