

GODIŠNJE POTROŠNE FUNKCIJE ZA JUGOSLAVIJU 1952—78*

*Branke MILANOVIĆ***

UVOD

Cilj ovog rada je ocena potrošnih funkcija za Jugoslaviju. Posmatraćemo tri različita modela potrošne funkcije (Friedmanov, Evansov i DEF), svaki sa četiri alternativna načina definisanja promenljivih potrošnje i dohotka.

Rad je podeljen u tri dela. U prvom delu dajemo kratko teorijsko obrazloženje modela i ocene regresionih jednačina. U drugom, posmatramo u kojoj meri su dobijeni rezultati vremenski osetljivi, tj. da li je u toku posmatranog perioda (1952—78) došlo do promene u ponašanju potrošnih jedinica. U trećem delu su dati zaključci, kao i poređenje naših rezultata sa nekim prethodnim radovima o potrošnim funkcijama u jugoslovenskoj ekonomskoj literaturi.

I. GODIŠNJE POTROŠNE FUNKCIJE ZA JUGOSLAVIJU

Prema Evansu (1969, s. 55) postoje četiri osnovna pravila kojih se treba držati pri konstruisanju i empirijskom testiranju potrošnih funkcija. Ona su sledeća: (1) svaka potrošna funkcija treba da uključuje kao nezavisne promenljive tekući raspoloživi dohodak i neku lagiranu promenljivu koja pokazuje ranije ponašanje potrošača; (2) sve varijable moraju biti date u realnim vrednostima (dinarima), jer njihovo merenje u nominalnom iznosu u slučajevima gde sve promenljive rastu, između ostalog i zbog rasta cena, uvodi dodatni element sumnjive korelacije; (3) pri pretvaranju tekućih u realne iznose, za deflator treba uzeti indeks cena potrošnih dobara; (4) sve potrošne funkcije koje imaju za cilj da objasne i dugoročno kretanje potrošnje moraju zadovoljiti uslov da je dugoročni mpc jednak prosečnoj sklonosti potrošnji.

Za ocenu potrošne funkcije u Jugoslaviji odabrali smo tri modela.

* Zahvaljujem se prof. B. Horvatu i prof. J. Mencingeru na korisnim sugestijama. Za preostale nedostatke odgovoran je autor.

** Institut ekonomskih nauka, Beograd.

Prvi model »pokriva« zajedno Friedmanovu hipotezu permanentnog dohotka i Ball i Drake-ovu »hipotezu miopije«. Do toga dolazi, jer ove dve potrošne funkcije, iako teorijski veoma različite, imaju u konačnom izrazu, u kome se vrši ekonometrijsko ocenjivanje, istu funkcionalnu formu.

Hipoteza permanentnog dohotka¹ u osnovi se bazira na Fisherovom postupku, kojim se objašnjava proces vremenske optimizacije potrošnje, tj. potrošačeva optimalna distribucija dohotka na trenutnu i odgođenu potrošnju. Ova druga je naravno jednaka tekućoj štednji. Ovakva analiza pretpostavlja postojanje pune izvesnosti i u slučaju proširenja na više perioda, postojanje i neograničenog, ili bar izuzetno dugog, vremenskog horizonta.

Friedman pretpostavlja da je permanentna potrošnja proporcionalna permanentnom dohotku. »Permanentni« je moguće tumačiti kao anticipirani trajni nivo potrošnje i dohotka. Ili, tačnije rečeno, permanentni dohodak jednak je onom obimu potrošnje sa kojim potrošač može da nastavi iz perioda u period, a da ne okrnji svoje bogatstvo.² Ovaj odnos

$$C_p = k(i, w, u)Y_p \quad (1.1)$$

gde supskripti označavaju permanentne C (= potrošnja) i Y (= dohodak), a koeficijent proporcionalnosti k zavisi od kamatne stope (i), odnosa vrednosti ukupnog materijalnog bogatstva prema permanentnom dohotku (w) i ostalih faktora (u), među kojima su asimetričnost raspodele dohotka, starosni sastav stanovništva itd. Uticaj ovih faktora na k i posredno na potrošnju ostavićemo po strani. Uostalom, svi oni se, uključujući i realnu kamatnu stopu, veoma malo menjaju na dugi rok, tako da možemo pretpostaviti da su oni, a time i k, fiksni.

Očigledno je da su i C_p i Y_p neoperativni koncepti. Prvi, radi empirijskih ocena, možemo aproksimirati tekućom potrošnjom, C, s obzirom da ova poslednja već isključuje potrošnju trajnih potrošnih dobara sem imputirane vrednosti njihovih usluga.³ Teže je pronaći adekvatan izraz za permanentni dohodak. To je utoliko komplikovanije, jer je permanentni dohodak već kao koncept orijentisan ka budućnosti ("forward-looking"). Permanentni dohodak predstavlja prosečni, normalni dohodak koji potrošačka jedinica očekuje da trajno ostvaruje u budućnosti. Kako budući dohodak iz očiglednih razloga ne može biti poznat, moramo dalje pretpostaviti da naše očekivanje o budućem dohotku samo odlikava naše iskustvo o kretanju dohotka u proteklim periodima. Očigledno je da će ponder, tj. značaj proteklog dohotka, biti utoliko veći što je period skoriji. Ukoliko pretpostavimo da ponderi opadaju po geometrijskoj progresiji, permanentni dohodak u period t napisaćemo

$$Y_{p,t} = a_0 Y_t + a_0 \lambda Y_{t-1} + a_0 \lambda^2 Y_{t-2} + \dots + a_0 \lambda^n Y_{t-n} =$$

¹ Friedman (1957).

² Otuda i proističe Friedmanova tvrdnja da će permanentni dohodak i permanentna potrošnja biti približno jednaki, te da će k u relaciji (1.1) biti 1. pišemo

³ Razliku koja se pojavljuje između izdataka na trajna potrošna dobra i imputirane vrednosti »potrošenih« usluga u datom vremenskom intervalu treba dodati štednji.

$$= \sum_{i=0}^n a_0 \lambda^i Y_{t-i} \quad (1.2)$$

gde $0 < a_0 < 1$ i $0 < \lambda < 1$.

Supstitucijom u (1.1) lako dobijamo

$$C_t = k a_0 \sum_{i=0}^n \lambda^i Y_{t-i} \quad (1.3)$$

Otuda

$$\lambda C_{t-1} = k a_0 \sum_{i=0}^n \lambda^{i+1} Y_{t-i-1} \quad (1.4)$$

Napišimo relaciju (1.3) kao

$$\begin{aligned} C_t &= k a_0 Y_t + k a_0 \sum_{i=1}^n \lambda^i Y_{t-i} = \\ &= k a_0 Y_t + k a_0 \sum_{i=0}^{n-1} \lambda^{i+1} Y_{t-i-1} \end{aligned} \quad (1.5)$$

Supstitucijom (1.4) u (1.5) dobijamo

$$C_t = k a_0 Y_t + \lambda C_{t-1} \quad (1.6)'$$

U ovoj formi potrošna funkcija se konačno može oceniti i empirijski. Ali, pretpostavljajući dalje da je suma pondera $\sum_{i=0}^n a_0 \lambda^i$ jednaka jedinici dobijamo

$$a_0 \sum_{i=0}^n \lambda^i = a_0 \frac{1 - \lambda^{n+1}}{1 - \lambda} = \frac{a_0}{1 - \lambda} = 1$$

te je (1.6) moguće napisati

$$C_t = k(1 - \lambda) Y_t + \lambda C_{t-1} \quad (1.7)$$

Kratkoročni mpc iz tekućeg (izmerenog) dohotka očito je jednak $k(1 - \lambda)$. Dugoročni mpc lako dobijamo ako stavimo $C_t = (1 + \gamma) C_{t-1}$, gde je γ trendna stopa rasta. Tada, iz (1.7) proizlazi:

⁴ U stvari ako je n konačan broj dobijamo tačno $C_t = k a_0 Y_t + \lambda C_{t-1} - k a_0 \lambda^{n+1} Y_{t-n-1}$, ali ovaj poslednji član možemo zanemariti pošto je skoro jednak nuli.

$$C_t = (1 - \lambda)k Y_t + \frac{\lambda}{1 + \gamma} C_t$$

$$C_t = \frac{k(1 + \gamma)(1 - \lambda)}{1 + \gamma - \lambda} Y_t \quad (1.8)$$

Kako je $(1 + \gamma) > (1 + \gamma - \lambda)$ dugoročni mpc biće veći od kratkoročnog. Konačni oblik u kome se vrši empirijsko ocenjivanje potrošne funkcije dopušta nam takođe, kako se može videti iz izraza (1.7), da posredno dođemo i do vrednosti koeficijenta proporcionalnosti k , tj. marginalne (i prosečne) sklonosti potrošnji iz *permanentnog* dohotka. Primitimo da će ona biti viša i od kratkoročnog i od dugoročnog mpc.⁴

Istovetna funkcionalna forma kao (1.7) dobija se i u slučaju Ball i Drake-ove »hipoteze miopije« u kojoj se bogatstvo eksplicitno pojavljuje.⁴ Ovakav tretman bogatstva proističe iz njihove tvrdnje da je bolju ocenu potrošnje moguće dobiti ako se njen nemesis, štednja, posmatra kao proces približavanja optimalnom (željenom) obimu bogatstva, nego ako se svaka pojedinačna odluka o potrošnji i štednji posmatra kao deo plana optimalne intertemporalne alokacije dohotka. Razlog za odbacivanje ovog poslednjeg pristupa je u tome što on pretpostavlja potpunu izvesnost. Nasuprot tome, kod Ball i Drake adjustiranje je periodično, radi se o stalnom »korak po korak« procesu odlučivanja⁵ u kome se problem neizvesnosti ne postavlja. Zbog toga su Ball i Drake svoju hipotezu i nazvali »miopijskom«.

Ball i Drake polaze od dve definicione i jedne bihevorističke jednačine. Definicione su: $S = Y - C$ i $S = \Delta W$. Ova druga pokazuje da je promena bogatstva ΔW (fond) između dva vremenska trenutka jednaka štednji S (tok) u tom periodu. Bihevoristička jednačina pretpostavlja da potrošnja linearno zavisi od bogatstva: $C = kW$.⁶ Na osnovu ove tri jednačine pišemo:

$$C = Y - S = Y - (W - W_{-1}) = Y - \frac{1}{k} C + \frac{1}{k} C_{-1}. \quad \text{Otuda,} \quad (1.9)$$

$$C = \frac{k}{1 + k} Y + \frac{1}{1 + k} C_{-1}$$

$$\text{Za dugoročni mpc imamo } \frac{k(1 - \lambda)(1 + \lambda)}{1 + \lambda - \gamma} = \frac{k(1 - \lambda + \gamma - \lambda\gamma)}{1 + \gamma - \lambda}$$

$$= k \left[1 - \frac{\gamma\lambda}{1 + \lambda - \gamma} \right] < k.$$

⁴ Ball R. J. i P. S. Drake (1964).

⁵ Svaka pojedinačna odluka o potrošnji i štednji bazira se na maksimizaciji funkcije korisnosti čiji su argumenti ukupno bogatstvo i tekuća potrošnja. Tačka ravnoteže postiže se kada se njihove marginalne korisnosti izjednače. Tako dobijeni željeni obim bogatstva, imajući u vidu da je bogatstvo preneseno iz prethodnog perioda očigledno poznato, jednoznačno određuje obim štednje i potrošnje.

⁶ Značenje ovog k različito je od Friedmanovog.

Iz (1.9) lako zaključujemo da je kratkoročni mpc jednak $k/(1 + k)$, dok dugoročni, kao i u prethodnim slučajevima, dobijamo stavljajući $C = (1 + \gamma) C_{-1}$. Tada,

$$C \left[\frac{(1 + k)(1 + \gamma) - 1}{(1 + k)(1 + \gamma)} \right] = \frac{k}{1 + k} Y \quad (1.10)$$

$$\text{tako da je dugoročni mpc } \frac{k(1 + \gamma)}{(1 + k)(1 + \gamma) - 1} = \frac{k}{k + \frac{\gamma}{1 + \gamma}}$$

Može se pokazati da je dugoročni mpc viši od kratkoročnog.⁷ Ball i Drake potrošna funkcija nam takođe omogućava da posredno dođemo do vrednosti koeficijenta k . Ovo predstavlja i test validnosti same funkcije s obzirom da bi tako dobijeno k trebalo da odgovara odnosu potrošnje i ukupnog bogatstva dobijenom iz drugih, nezavisnih, izvora.¹⁰

S obzirom da Ball-Drake i Friedmanova potrošna funkcija imaju, pri finalnoj formulaciji, isti funkcionalni oblik postavlja se pitanje njihovog razlikovanja. Na sreću to je dosta lako, jer kod Ball-Drake funkcije, kao što se vidi iz (1.9), zbir koeficijenata mora da bude jednak jedinici. Pri empirijskom ocenjivanju potrošne funkcije biće, dakle, potrebno testirati takođe vrednost zbira koeficijenata regresije.¹¹

$$\text{Obeležimo kratkoročni mpc } = \frac{k}{1 + k} = A. \text{ Tada dugoročni mpc mo-}$$

$$\text{žemo da napišemo kao } \frac{A(1 + k)}{k + \frac{\gamma}{1 + \gamma}}. \text{ Oduzimajući } A \text{ od ovog poslednjeg}$$

$$\text{izraza dobijamo } \frac{A[1 - (\gamma/(1 + \gamma))]}{k + \frac{\gamma}{1 + \gamma}} = \frac{A \left(\frac{1}{1 + \gamma} \right)}{k + \frac{\gamma}{1 + \gamma}} = \frac{A}{k(1 + \gamma) + \gamma} > 0.$$

¹⁰ Ili obrnuto, marginalna sklonost potrošnji dobijena supstitucijom nezavisne ocene za k trebalo bi da bude konzistentna sa vrednošću mpc iz Ball-Drake funkcije. Na nepodudarnosti ovih dveju ocena Evans (1969, s. 39) bazira svoju kritiku. On piše da u SAD odnos C/W iznosi oko 0.18. Tada bi kratkoročni (godišnji) mpc prema Ball-Drake funkciji bio tek 0.15, što je značajno manje od svih dobijenih ocena, uključujući i one dobijene preko same Ball-Drake potrošne funkcije.

¹¹ Primitimo da će kod hipoteze permanentnog dohotka zbir koeficijenata biti manji od jedinice. Iz (1.7) proizlazi da je njihov zbir jednak $k(1 - \lambda) + \lambda = k + \lambda(1 - k)$. Ukoliko je λ (koeficijent geometrijske progresije) veoma mali (što znači da vrednosti pondera ranijih perioda brzo opadaju) zbir koeficijenata biće tek nešto veći od k . λ blizu jedinice značiće da se suma koeficijenata približava jedinici.

Primitimo na kraju da i Brownova hipoteza o persistenciji navika¹⁴ ima istovetnu funkcionalnu formu kao Friedmanov i Ball-Drake model: $C = a + bY + gC_{-1}$. Jedina razlika, u formi u kojoj vršimo ocenjivanje funkcije, ogleda se u postojanju slobodnog člana, različitog od nule. Primitimo dalje: (1) da postojanje pozitivnog slobodnog člana ($a > 0$) znači da je potrošna funkcija neproporcionalna, te da je prosečna sklonost potrošnji i na dugi rok veća od marginalne,¹⁵ što empirijski nije tačno, i (2) da jednostavno uključivanje potrošnje proteklog perioda (bez formulisanja teorijskog modela), nije daleko od tautološkog objašnjenja da je »potrošnja danas tolika, jer je potrošnja juče bila ovolika«. U vezi ovog drugog primitimo da bi i potrošna funkcije forme $C = a + bC_{-1}$ dala u ekonometrijskim ispitivanjima veoma zadovoljavajuće rezultate, ali da bi bilo nemoguće ovakvo objašnjenje nazvati teorijom, kao i da bi takva funkcija, kako piše Evans (1969, s. 56), bila potpuno neupotrebljiva za prognoziranje pojave prelomnih tačaka, ocenjujući marginalne sklonosti potrošnji ili multiplikatora.

Drugi model (Evansov) predstavlja samo alternativni način operacionalizacije Friedmanove hipoteze permanentnog dohotka. Posle više iteracija¹⁶ dobijamo u konačnoj formulaciji ovu funkciju:

$$\left(\frac{C}{Y}\right) = B_0 - B_1 \frac{\Delta Y}{Y} + B_2 \left(\frac{C}{Y}\right)_{-1} \quad (1.11)$$

gde B_1 predstavljaju koeficijente regresije. Ovo možemo napisati i kao

$$C = B_0 Y - B_1 \Delta Y + B_2 \left(\frac{C}{Y}\right)_{-1} Y$$

tako da

$$mpc = \frac{\Delta C}{\Delta Y} = B_0 - B_1 + B_2 \left(\frac{C}{Y}\right)_{-1} \quad (1.12)$$

Na dugi rok $\left(\frac{C}{Y}\right)_t = \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1}$ i takođe $\frac{\Delta Y}{Y} = \gamma$ tako da (1.11) postaje

$$\frac{C}{Y} = B_0 - B_1 \gamma + B_2 \left(\frac{C}{Y}\right)$$

¹⁴ T. M. Brown (1952).

¹⁵ Ako potrošnja raste po trendnoj stopi γ , onda $C = (1 + \gamma) C_{-1}$, tako da potrošna funkcija na drugi rok postaje

$$C = \frac{(1 + \gamma) a}{1 + \gamma - g} + \frac{b(1 + \gamma)}{1 + \gamma - g} Y$$

¹⁶ Videti Evans (1969), ss. 61–62 i ss. 70–72.

$$\text{Otuda, } \frac{C}{Y} (1 - B_2) = B_0 - B_1 \gamma.$$

Dugoročni mpc biće jednak

$$\frac{\Delta C}{\Delta Y} = \frac{B_0 - B_1 \gamma}{1 - B_2} \quad (1.13)$$

Treći model oslanja se na Duesenberryjevu hipotezu relativnog dohotka. Prema Duesenberryju¹⁵ individualne odluke o potrošnji nisu nezavisne: one, naprotiv, zavise od percentilnog položaja konzumne jedinice u ukupnoj raspodeli dohotka. Ovo znači da potrošnja ne zavisi jedino od apsolutne visine raspoloživog dohotka, već od pozicije u raspodeli. Tako, što god je nečiji dohodak relativno viši, tj. što god je njegov položaj u raspodeli bliži desnom ekstremu (visokim dohocima), odnos između potrošnje i dohotka biće niži. Ovo je, naravno, u saglasnosti sa studijama vremenskih preseka i ne predstavlja novost. Duesenberryjeva originalnost je bila u tome što je ovaj nalaz proširio i na vremenske serije, tj. na potrošnu funkciju in proprio. Kako s jedne strane nejednakost pri raspodeli dohotka ostaje uglavnom neizmenjena tokom vremena, a s druge strane konzumne jedinice u odgovarajućim dohodnim intervalima nastavljaju da troše za potrošnju nepromenjeni procenat svog dohotka, odnos C/Y će u agregatnom iznosu ostati nepromenjen.¹⁶

Ali, pored ovoga, hipoteza relativnog dohotka objašnjava i ciklične fluktuacije potrošnje.¹⁷ Tako je činjenica da pri cikličnom padu realnog dohotka odnos C/Y raste u odnosu na dugoročni prosek, a pri ekspanziji biva ispod ovog proseka, objašnjena kod Duesenberryja na sledeći način. Odluke o potrošnji ne zavise samo od trenutnog nivoa realnog dohotka, već i od prethodno dostignutog maksimalnog dohotka. Potrošnja je, drugim rečima, nefleksibilna na dole i ne biva u potpunosti, i naročito ne na kratak rok, adaptirana niži dohodak. Nefleksibilnost je očita pri padu realnog dohotka, kad potrošači radije odlučuju da smanje udeo štednje nego da napuste uobičajeni nivo potrošnje i sniže životni standard. Uopšte govoreći, fluktuacije potrošnje biće — što je lako proveriti i iz statističkih serija — manje nego fluktuacije realnog dohotka. Duesenberryjeva hipoteza može se napisati

$$\frac{\dot{C}}{Y} = a + b \frac{Y^*}{Y} \quad (1.14)$$

¹⁵ Duesenberry (1948).

¹⁶ Očigledno je da ovo ne treba shvatiti kao da dati pojedinac u fizičkom smislu mora zauvek ostati u datom dohodnom intervalu. Naprotiv, pojedinac nas ovde interesuje ne kao takav, već kao pripadnik datog dohodnog intervala, te je individualno kretanje na gore ili na dole u raspodeli potpuno u skladu sa nepromenjenom sveukupnom strukturom raspodele dohotka.

¹⁷ Kod hipoteze permanentnog dohotka ciklični efekat uzet je u obzir razbijanjem tekućeg (izmerenog) dohotka na permanentnu i tranzitivnu komponentu.

gde Y^* predstavlja prethodno dostignuti maksimalni dohodak.¹⁸ Ukoliko dohodak raste po liniji trenda, sa dugoročnom stopom rasta γ , odnos tekućeg i prethodnog dohotka biće očigledno $1 + \gamma$. Tako potrošna funkcija postaje

$$C = aY + \frac{b}{(1 + \gamma)} Y = \left[a + \frac{b}{(1 + \gamma)} \right] Y \quad (1.15)$$

Kao što vidimo, funkcija je na dugi rok proporcionalna (prolazi kroz ishodište), tako da i njen dugoročni mpc mora biti jednak odnosu potrošnje i dohotka $\left(= a + \frac{b}{1 + \gamma} \right)$. Funkcija (1.14) predstavlja naravno kratkoročnu potrošnu funkciju, sa marginalnom sklonošću potrošnji jednako a . Kako parametar b mora biti pozitivan,¹⁹ proističe da će i prosečna sklonost potrošnji (na kratki rok) biti viša od marginalne.

Očigledno je takođe da je dugoročni mpc viši od kratkoročnog, što je jedan od zahteva koje svaka potrošna funkcija mora da ispuni. Razlog za to je veća fleksibilnost potrošnje na dugi rok, ili drugačije rečeno, njeno kompletno adaptiranje na pad, ili porast, dohotka.

Kasnije je Duesenberryjeva prvobitna formulacija proširena kako bi se uzeli u obzir i raniji, a ne samo poslednji, odnos tekućeg i maksimalnog dohotka. Ovu funkciju konstruisali su zajedno Duesenberry, Eckstein i Fromm²⁰ tako da je ona poznata kao DEF potrošna funkcija.

Ako uzmemo i ranije odnose maksimalnog i tekućeg dohotka i ponderišemo ih tako da njihov značaj opada po geometrijskoj progresiji kako se vraćamo u prošlost dobijamo

$$\left(\frac{C}{Y} \right)_t = a + b \left[\left(\frac{Y^*}{Y} \right)_t + \lambda \left(\frac{Y^*}{Y} \right)_{t-1} + \dots + \lambda^n \left(\frac{Y^*}{Y} \right)_{t-n} \right] \quad (1.16)$$

Koyckovom transformacijom koju smo već upotreбили pri izvođenju Friedmanove potrošne funkcije, izraz (1.16) se pojednostavljuje

¹⁸ Originalna Duesenberryjeva formulacija bila je (1948, ss. 78—79) $S/Y = a' + b'(Y/Y^*)$.

To se može lako transformisati:

$$\frac{Y - C}{Y} = a' + b'(Y/Y^*). \quad \text{Otuda} \quad C/Y = (1 - a') - b'(Y/Y^*) = a + b(Y^*/Y)$$

gde je $a = 1 - a'$.

¹⁹ b mora biti pozitivan zbog objašnjenja cikličnog ponašanja potrošnje. U slučaju cikličnog pada dohotka, Y^* biće veće od Y , razlomak Y^*/Y će porasti, te da bi se odnos C/Y povećao, $b > 0$. Isto važi i za ciklični porast dohotka.

²⁰ Duesenberry, Eckstein & Fromm (1960).

$$\left(\frac{C}{Y} \right)_t = a + b \left(\frac{Y^*}{Y} \right)_t + \lambda \left(\frac{C}{Y} \right)_{t-1} \quad (1.17)$$

Mpc na kratki rok biće jednak $a + \lambda \left(\frac{C}{Y} \right)_{t-1}$. Na dugi rok

$$Y^*/Y = 1/1 + \gamma \quad \text{i} \quad \left(\frac{C}{Y} \right)_t = \left(\frac{C}{Y} \right)_{t-1} \quad \text{tako da (1.17) pišemo}$$

$$\frac{C}{Y} = \frac{a + (b/1 + \gamma)}{1 - \lambda} \quad (1.18)$$

Tabela 1.1 pokazuje finalni oblik potrošne funkcije za svaki od tri modela koje ćemo empirijski ispitivati. Date su takođe i formule za kratkoročnu i dugoročnu marginalnu sklonost potrošnji na osnovu kojih će se vršiti sva izračunavanja ovih koeficijenata.

Za ocenjivanje svih ovih funkcija potrebne su nam samo dve promenljive: C i Y . Naravno, i za C i za Y moguće je izabrati različite statističke agregate. Najčešće se, pošto se smatra i najrelevantnijim, posmatra odnos potrošnje na netrajna potrošna dobra plus imputirana vrednost usluga trajnih potrošnih dobara prema raspoloživom dohotku. Operacionalizacija ovog agregata nije laka, zbog imputacije, ni u zemljama gde već postoje serije potrošnje netrajnih dobara i raspoloživog dohotka, Naša statistička služba ne daje nijednu od ove dve serije, iako je iz raspoloživih podataka moguće, bar približno, izračunati njihove vrednosti. Pored toga, pošto odnos C i Y možemo posmatrati i preko drugih makro-agregata, izabrali smo još tri različita para serija. To nam ukupno daje četiri sledeća para:

prvi par: lična potrošnja (iz finalne upotrebe društvenog proizvoda) CP prema društvenom proizvodu X;

drugi par: izdavanja stanovništva na potrošnju C' prema primanjima stanovništva umanjnim za poreze i takse Y_d ;

treći par: izdavanja stanovništva na potrošnju C prema bruto primanjima stanovništva BP;

četvrti par: izdavanja stanovništva na netrajna potrošna dobra CND prema bruto primanjima stanovništva.

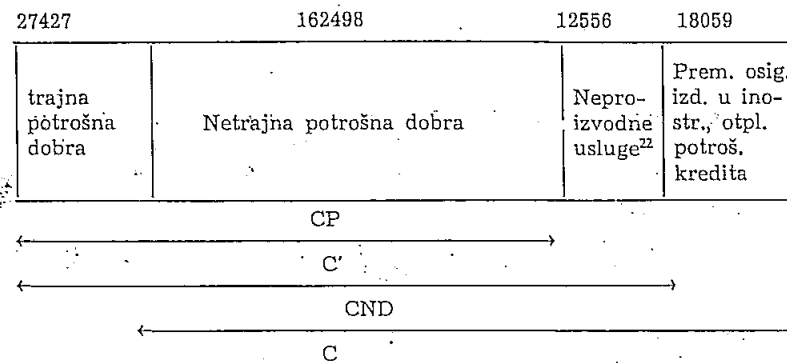
Obuhvatnost različitih agregata potrošnje može se grafički predstaviti na sledeći način:²¹

²¹ Dužina pravougaonika daje relativnu važnost komponenata u 1978. godini.

Model	Funkcionalna forma	kratkoročni mpc	dugoročni mpc
Friedmanov	$C = B_0 + B_1 Y + B_2 C_{-1}$	B_1	$\frac{B_1(1+\gamma)}{1+\gamma-B_2}$
Evansov	$\frac{C}{Y} = B_0 - B_1 \frac{\Delta Y}{Y} + B_2 \left(\frac{C}{Y}\right)_{-1}$	$B_0 - B_1 + B_2 \left(\frac{C}{Y}\right)_{-1}$	$\frac{B_0 - B_1 \gamma}{1 - B_2}$
DEF	$\frac{C}{Y} = B_0 + B_1 \frac{Y^*}{Y} + B_2 \left(\frac{C}{Y}\right)_{-1}$	$B_0 + B_2 \left(\frac{C}{Y}\right)_{-1}$	$\frac{B_0 + (B_1/1+\gamma)}{1 - B_2}$

Tabela 1.1.

Napomena: $\left(\frac{C}{Y}\right)_{-1}$ ocenjeno u tački aritmetičke serije C/Y.



Slika 1.1

Razlika između C i CND je očigledna.²³ C' ne obuhvata nekoliko relativno sekundarnih stavki, koje u ukupnom C predstavljaju oko 9%. CP koji predstavlja jednu od komponenata finalne upotrebe društvenog proizvoda isključuje izdatke na neproizvodne usluge, s obzirom da se njihova vrednost, po našoj metodologiji, ne obračunava u društveni proizvod.

Primanja stanovništva (Y) proističu iz tri osnovne kategorije: neto lični dohoci iz radnog odnosa, transferna primanja i primanja iz inostranstva.²⁴ Ovaj agregat (umanjen za poreze i takse)²⁵ najbliži je konceptu raspoloživog dohotka Y_d . Bruto primanja stanovništva uključuju pored svih stavki iz Y_d još i vrednost podignutih kredita i podignutih uloga sa štednje. BP koji je finansijski (a ne kao Y_d privredno-bilansni) agregat obuhvata pored primanja koja svoj izvor imaju u tekućem dohotku, i primanja koja potiču iz smanjenja finansijskog bogatstva stanovništva (podignuti štedni ulogi) ili iz pojavljivanja kategorija tekućeg dohotka pod dva različita vida (na primer, lični dohodak jednom biva obuhvaćen kao takav, a drugi put — uložen na štednju — može se pojaviti kao podignut ulog ili kredit). Definiciono, BP je jednak $Y_d +$ podignuti krediti + podignuti štedni ulogi.

Sve promenljive posmatrane su u godišnjim vrednostima i u realnom iznosu, gde je za bazu uzeta 1972. godina. Kao deflator upotrebljen je u svim slučajevima, sem za CP i X, koji su već bili dati u realnom iznosu, indeks troškova života.

²² Obuhvata i izdatke na stanarinu.

²³ Pod izdacima na trajna potrošnja dobra podrazumevamo izdatke na nameštaj i opremu za domaćinstvo, automobile i delove, i nakit.

²⁴ Tačna definicija Y je sledeća: Y = čist lični dohodak u novcu i naturi zaposlenih u proizvodnim i neproizvodnim delatnostima + primanja iz socijalnog osiguranja i zaštite + primanja iz zajedničke potrošnje + ostala transferna primanja iz inostranstva.

Obuhvat transfernih primanja ne predstavlja dvostruko obračunavanje, jer neto lični dohoci isključuju sva odvajanja za socijalno osiguranje, zdravstvenu zaštitu, zajedničku potrošnju itd.

²⁵ Radi se o porezima i taksama na ukupna primanja (ne o doprinosima koji se direktno plaćaju iz ličnih dohodaka). To objašnjava i mali značaj ove kategorije koja iznosi samo 2% od primanja stanovništva.

Prva formulacija: CP i X

U ovom slučaju dobijamo sledeće regresione jednačine:

(Napomena: obuhvat 1954—78; vrednosti ispod koeficijenata regresije predstavljaju respektivno t-vrednosti i najniži nivo značajnosti na kome je hipoteza da je koeficijent regresije jednak nuli odbačena²⁶).

Friedmanov model

$$CP = 2694.63651 + 0.37041 X + 0.3175 CP_{-1} \quad (1.19)^{27}$$

(3.82) (8.08) (3.53)
(0.001) (0.001) (0.002)

$$R^2 = 0.999 \quad d = 1.982$$

$$SE = 1410.088 \quad F = 12212.27$$

Evans:

$$\frac{CP}{X} = 0.29282 - 0.17258 \frac{\Delta X}{X} + 0.49177 \left(\frac{CP}{X} \right)_{-1} \quad (1.20)$$

(-3.45) (2.64)
(0.01) (0.02)

$$R^2 = 0.377 \quad d = 1.493$$

$$SE = 0.012 \quad F = 6.649$$

DEF model:

$$\frac{CP}{X} = 0.12645 + 0.21767 \frac{X^*}{X} + 0.40115 \left(\frac{CP}{X} \right)_{-1} \quad (1.21)$$

(3.87) (2.41)
(0.002) (0.05)

$$R^2 = 0.428 \quad d = 1.733$$

$$SE = 0.012 \quad F = 8.232$$

²⁶ Za sve koeficijente sem za slobodni član i koeficijent dohotka u Friedmanovom modelu upotrebljavamo bilateralni t-test. Za ove druge koristimo unilateralni t-test, jer je alternativna hipoteza samo da koeficijent veći od nule. Najniži mogući nivo značajnosti, koji se daje u tablicama je 0.002 za bilateralne i 0.001 za unilateralni test. Znak — — — pokazuje da je nivo značajnosti koeficijenta viši od respektivno 0.50 i 0.25.

²⁷ Proširena formulacija ovog modela, sa uvođenjem dvostruko lagirane potrošnje (CP₋₂) daje

$$CP = 2483.82297 + 0.40171 X + 0.44933 CP_{-1} - 0.20195 CP_{-2}$$

(8.49) (3.93) (-1.75)
(0.001) (0.002) (0.10)

$$R^2 = 0.999$$

Uvođenje dodatne promenljive ne doprinosi poboljšanju eksplanatorne moći funkcije: dodatna F-vrednost je 3.06, dok kritični F_{0.05} iznosi 4.3.

S obzirom da je Durbin-Watson (d) statistika pristrana prema idealnoj vrednosti od 2 kada regresija uključuje kao eksplanatornu promenljivu lagiranu vrednost zavisne varijable (što je ovde slučaj), za ocenu autokorelacije upotreбили smo h-statistiku. Ovu poslednju definisao je Durbin za ocenu autokorelacije (prvog reda) u modelima sa raspoređenim dočnjama ("distributed lags")²⁸. Tabela 1.2 daje vrednosti h-statistike (sa odgovarajućim nivoima značajnosti) za naša tri modela, i ocenjene vrednosti koeficijenta autokorelacije ($\hat{\rho}$).

Tabela 1.2

	h	$\hat{\rho}$
Friedman	-0.164 (0.88)	-0.029
Evans	3.297 (0.001)	0.2429
DEF	2.043 (0.05)	0.226

Hipoteza o odsustvu autokorelacije nije prihvaćena (na nivou od 5%) za Evansov i DEF model. Zbog toga smo ove dve regresije ponovo ocenili upotrebljavajući Cochran-Orcuttov interaktivni metod.²⁹ Ocene pa-

²⁸ Formula h-statistike je sledeća:

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{N}{1 - N [\text{var}(\hat{B}_1)]}}$$

gde je \hat{B}_1 = koeficijent jedanput lagirane zavisne promenljive (Y_{-1}), $\hat{\rho}$ = nepristrana ocena koeficijenta autorelacije

($\hat{\rho} = \frac{\sum e_t \cdot e_{t-1}}{\sum e_t^2}$) gde je e_t = rezidual i N = veličina uzorka. h-statistika

ima standardizovani normalni raspored ukoliko je stvarni koeficijent autokorelacije $\rho = 0$.

Videti J. Durbin, "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regressions when Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, vol. 38, ss. 410—421, 1970. Citirano prema Gujarati (1978), s. 269.

²⁹ Pretpostavimo da je autokorelaciona veza između sukcesivnih odstupanja od linije regresije za celu populaciju

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

gde je u_t = odstupanje, a ε_t aleatorni faktor ("disturbance"), koji je normalno raspoređen i homoskedastičan: $N(0, \text{var}(\varepsilon))$. Uzmimo sada, na primer, jednačinu (1.11) (Evansov model) i

transformišemo je tako da od vrednosti svake promenljive oduzmemo njenu lagiranu vrednost, pomnoženu sa nepristranom ocenom koeficijenta autokorelacije $\hat{\rho}$. Dobijamo

$$\left(\frac{C}{Y} \right) - \hat{\rho} \left(\frac{C}{Y} \right)_{-1} = B_0 (1 - \hat{\rho}) - B_1 \left[\left(\frac{\Delta Y}{Y} \right) - \hat{\rho} \left(\frac{\Delta Y}{Y} \right)_{-1} \right] + B_2 \left[\left(\frac{C}{Y} \right)_{-1} - \hat{\rho} \left(\frac{C}{Y} \right)_{-2} \right] + \underbrace{u_t - \hat{\rho} u_{t-1}}_{\varepsilon_t} \quad (1.22)$$

Regresija (1.22) biće oslobođena autokorelacije. (Primitimo da se transformacijom gubi jedna opservacija.) S obzirom da pravi ρ nije poznat Cochran

parametara Evansovog i DEF modela za različite vrednosti $\hat{\rho}$ date su u Tabelama 1.3 i 1.4. Radi preglednosti uključeni su i prvobitno dobijeni rezultati iz regresija (1.20) i (1.21). Poslednja kolona daje ocenjenu vrednost $\hat{\rho}$, izračunatu iz odgovarajuće regresije, koju koristimo pri sledećoj iteraciji.

Tabela 1.3 Evansov model

$\hat{\rho}$	\hat{B}_0	\hat{B}_1 (t)	\hat{B}_2 (t)	R^2 (F)	d (SE)	$\hat{\rho}$
0	0.29282	-0.17258 (-3.45) (0.01)	0.49177 (2.64) (0.02)	0.377 (6.649)	1.4929	$\hat{\rho} = 0.2429$
0.2429	0.40127	-0.16665 (-4.24) (0.002)	0.29483 (1.65) (0.20)	0.377 (6.354)	1.1957	$\hat{\rho} = 0.277$
0.277	0.41975	-0.16228 (-3.97) (0.002)	0.26097 (1.54) (0.20)	0.427 (7.825)	1.219	$\hat{\rho} = 0.2527$
0.2527	0.41079	-0.16703 (-3.93) (0.002)	0.27782 (1.44) (0.20)	0.429 (7.889)	1.194 (0.012)	$\hat{\rho} = 0.25$ (1.23)

(nastavak fusnote 29)

i Orcutt sugeriraju da se koristi njegova nepristrana ocena $\hat{\rho} = \frac{\sum e_i e_{i-1}}{\sum e_i^2}$ gde je

e_i = rezidual. Za svaku ocenjenu regresiju dobićemo, naravno, različite $\hat{\rho}$ i otuda i različite vrednosti koeficijenata regresije. Proces iteracije — ocenjivanja (1.22) za različite $\hat{\rho}$ — treba nastaviti sve dok se koeficijenti regresije ne razlikuju za arbitrarno malu vrednost. Ovako ocenjeni \hat{B}_1 i \hat{B}_2 biće asimptotski efikasni (pod uslovom da se varijanse računaju iz korigovanih, a ne običnih, formula metoda najmanjih kvadrata), i konvergiraju ocenama dobijenim primenom metoda najveće verodostojnosti. \hat{B}_0 , naprotiv, neće više predstavljati nepristranu ocenu koeficijenta B_0 , jer se njegova vrednost izračunava iz nelinearne veze $B_0(1-\hat{\rho})$. O Cochrane-Orcuttovoj metodi i osobinama koeficijenata regresije videti Kmenta (1971), ss. 282—289, Gujarati (1978), s. 274 i Johnston (1972), ss. 262—263.

Na isti način transformišemo i početnu jednačinu DEF modela.

Tabela 1.4 DEF Model

$\hat{\rho}$	\hat{B}_0	\hat{B}_1 (t)	\hat{B}_2 (t)	R^2 (F)	d (SE)	$\hat{\rho}$
0	0.12645	0.21767 (3.87) (0.002)	0.40115 (2.41) (0.05)	0.428 (8.232)	1.7327	$\hat{\rho} = 0.226$
0.226	0.25839	0.20563 (4.18) (0.002)	0.18387 (1.04) (0.50)	0.459 (8.909)	1.1067	$\hat{\rho} = 0.266$
0.266	0.26084	0.20680 (4.31) (0.002)	0.17719 (1.02) (0.50)	0.476 (9.598)	1.1075 (0.011)	$\hat{\rho} = 0.264$ (1.24)

Primećujemo da se ocene koeficijenata regresije stabilizuju već posle prve iteracije: promene nastaju uglavnom tek na trećem decimalu. Očigledno je takođe da se eksplanatorna moć regresije povećala. U oba slučaja R^2 dobijen pri poslednjoj iteraciji je za preko 10% viši od početnog. Zapažamo i povećanje značajnosti koeficijenata dohotka, uz istovremeni pad značajnosti koeficijenata uz lagiranu zavisnu promenljivu, što svakako poboljšava prediktivnu sposobnost modela. Ipak, potrebno je primetiti da su varijanse koeficijenata i dalje podcenjene, što, pak, znači da su dobijene t-vrednosti precenjene.³⁰

Pri sledećim izračunavanjima kao konačnu ocenu Evansovog i DEF modela koristićemo regresije (1.23) i (1.24). Pošto sada raspoložemo statistički zadovoljavajućim ocenama sva tri modela, možemo pristupiti njihovoj pojedinačnoj analizi.

Prvi model u svojoj operativnoj formi odgovara ne samo Friedmanovoj, već i Ball-Drake potrošnoj funkciji. Razlikovanje nam je omogućeno tek testiranjem hipoteze o zbiru regresionih koeficijenata. Njihov zbir iznosi 0.68792, i Ball-Drake hipoteza je odbačena na nivou značajnosti manjem od 0.1%³¹. Regresija (1.19) može na prvi pogled da, zbog pozitivnog slobodnog člana, odgovara i Brownovoj hipotezi o persitenciji navika. Ali, ne treba zaboraviti da u Friedmanovoj formulaciji slobodni član postaje jednak nuli tek na dugi rok, dok naša potrošna funkcija

³⁰ Videti Kmenta (1971), s. 286—289. Varijanse su podcenjene, jer smo ih računali na uobičajeni način, bez korekcije za $\hat{\rho}$.

³¹ $H_0: \hat{B}_1 + \hat{B}_2 = 1$; $H_1: \hat{B}_1 + \hat{B}_2 < 1$ (unilateralan test)

$$t = \frac{0.68792 - 1}{0.04427} = -7.049, t_{0.001} = -3.505.$$

obuhvata period od 25 godina. Ovakav vremenski interval nalazio bi se negde na sredokraći dugog i kratkog roka; naime, smatra se da dužina ovog poslednjeg iznosi 10 do 15 godina. Zbog toga pojava slobodnog člana različitog od nule ne demantuje Friedmanovu teoriju permanentnog dohotka. Značaj prethodnih X na tekući nivo potrošnje veoma je mali. Funkcija (1.19) predstavlja samo skraćeni oblik ocenjivanja osnovne relacije (1.3). Kada hipotezu permanentnog dohotka napišemo u potpunoj formi, dobijamo

$$CP = 2694.63651 + 0.37041 X + 0.1176 X_{-1} + 0.037 X_{-2} + \dots$$

Evansov i DEF model imaju niži koeficijent determinacije nego Friedmanov model. Ovo je posledica eliminisanja zajedničkog trenda između promenljivih do koga (eliminisanja) dolazi uključivanjem relativnih odnosa, a ne apsolutnih veličina, u regresiju. Pored ovoga, prednost modela u kome se kao regresor i/ili regresant pojavljuje relativni odnos između jedne komponente društvenog proizvoda (u ovom slučaju potrošnje) i društvenog proizvoda, leži u smanjenju bijasa simultanosti i bijasa raspoređenih docnji. Na taj način odstranjuje se lažna korelacija.³²

Interpretacija rezultata u regresijama (1.23) i (1.24), kao i u svim ostalim potrošnim funkcijama konstruisanim na osnovu Evansovog i DEF modela, je sledeća. U (1.23) ubrzanje rasta od jednog procentnog poena (na primer, prelazak sa stope rasta od 5 na 6 procenata) dovodi do smanjenja odnosa CP/X (izraženog u procentima) za oko 0.17 poena. U regresiji (1.24) porast stope rasta za 1 poen ne dovodi do istovetnog smanjenja odnosa CP/X bez obzira na prethodni nivo stope rasta, kao što je to slučaj kod (1.23). Tako će ovde prelaz sa stope rasta od 4% na stopu od 5% prouzrokovati smanjenje odnosa CP/X za oko 0.189 procentnih poena, a dalje ubrzanje rasta, na recimo 6%, dalje smanjenje od-

Tabela 1.5.

	godišnji mpc	dugoročni mpc ($\gamma = 0.068$)
Friedman	0.370	0.527
Evans	0.397*	0.553
DEF	0.359*	0.552

$$*(CP/X) = 0.5527$$

³² Kada posmatramo jednačinu u kojoj je CP zavisna, a X iz istog perioda nezavisna, promenljiva, očigledno je da smer kauzacije može biti suprotan od normalnog: autonomni porast potrošnje, na primer, dovešće do porasta X. Povezanost između ove dve promenljive (koja je samom formulacijom modela definisana kao uticaj X na CP) biće na taj način prikazana većom nego što je to slučaj u stvarnosti. Ako uzmemo relativne odnose, ovaj problem ne-

staje. Isto tako, korelacija između sukcesivnih vrednosti $\frac{CP}{X}$ niža je nego između sukcesivnih vrednosti CP, što smanjuje bijans raspoređenih docnji.

nosa za 0.186 procentnih poena. Očividno je da će nastavak ubrzanja rasta imati sve slabije i slabije (marginalne) efekte na promenu odnosa potrošnje i društvenog proizvoda.

Procenjene vrednosti godišnje i dugoročne marginalne sklonosti izdancima na ličnu potrošnju i proizvodne usluge iz društvenog proizvoda date su u Tabeli 1.5.³³

Vidimo da su ocene mpc iz svih modela približno slične. Relativna razlika između najviše i najniže ocene iznosi 11 procenata kod godišnjeg i samo 5 procenata kod dugoročnog mpc.

Prosečna vrednost ocena mpc dobijenih na osnovu ova četiri modela iznosi 0.375 za godišnji i 0.544 za dugoročni mpc. Ovo pokazuje da oko 70% prilagođavanja potrošnje porastu društvenog proizvoda usledi u toku iste godine.

Druge formulacije: C' i Y_d

Dobili smo sledeće regresione jednačine:
(Napomena: obuhvaćeni period 1968—78.)

Friedmanov model:

$$C' = 5638.90138 + 0.6501 Y_d + 0.22472 C'_{-1} \quad (1.25)$$

(2.752) (8.83) (2.41)
(0.025) (0.001) (0.05)

$$R^2 = 0.998 \quad d = 1.628$$

$$SE = 1363.16 \quad F = 2542.365$$

Evans:

$$\frac{C'}{Y_d} = 0.22655 - 0.20152 \frac{\Delta Y_d}{Y_d} + 0.75098 \left(\frac{C'}{Y_d} \right)_{-1} \quad (1.26)$$

(-2.8) (5.35)
(0.05) (0.002)

$$R^2 = 0.795 \quad d = 2.568$$

$$SE = 0.008 \quad F = 15.55$$

DEF:

$$\frac{C'}{Y_d} = 0.00651 + 0.2244 \frac{Y_d^*}{Y_d} + 0.74648 \left(\frac{C'}{Y_d} \right)_{-1} \quad (1.27)$$

(2.78) (5.31)
(0.05) (0.002)

$$R^2 = 0.794 \quad d = 2.582$$

$$SE = 0.008 \quad F = 15.398$$

³³ Prosečna stopa rasta γ u posmatranom periodu, na osnovu koje računamo mpc, data je u zagradi.

Na osnovu h-testa prihvatamo hipotezu o nepostojanju autokorelacije kod sva tri modela.³⁴

Ball-Drake hipoteza je odbačena na nivou značajnosti od 1%³⁵. Pristvo slobodnog člana, različitog od nule, nije, kako je već objašnjeno, u suprotnosti sa teorijom permanentnog dohotka, naročito kada serija, kao u ovom slučaju, pokriva samo 11 godina. Uticaj ranijih dohodaka na tekuću potrošnju opada veoma brzo ($\lambda = 0.22472$). Tako značaj prošlogodišnjeg raspoloživog dohotka za sadašnju potrošnju iznosi samo 0.146.

Evansov i DEF model daju veoma slične rezultate. R^2 kod oba modela je značajno viši nego pri prvoj formulaciji. Lagirana promenljiva signifikantnija je nego varijabla dohotka. Konačno, povećanje stope rasta dovodi, u skladu sa teorijom, do smanjenja udela potrošnje u raspoloživom dohotku. Poređenjem sa rezultatima dobijenim pri Formulaciji I možemo zaključiti da će, ako se društveni proizvod i raspoloživi dohodak kreću potpuno istovetno, fluktuacija C' biti veća nego fluktuacija CP .³⁶ Iz toga proizlazi da je učešće izdataka na neproizvodne usluge u ukupnoj potrošnji relativno promenljivo, ili, drugim rečima, da su sami izdaci (u apsolutnom izrazu) relativno nefleksibilni.

Godišnje i dugoročne marginalne sklonosti potrošnji ocenjene na bazi ovih jednačina, iznose:

	godišnji mpc	dugoročni mpc ($\gamma = 0.064$)
Friedman	0.650	0.824
Evans	0.676*	0.858
DEF	0.654*	0.858

$$*(C'/Y_d) = 0.86736$$

Razmak varijacije iznosi u procentima 4.0 za oba mpc. Srednja vrednost ocena je 0.66 za godišnji i 0.847 za dugoročni mpc. Primećujemo da su sklonosti potrošnji dobijene pri ovoj formulaciji (C' i Y_d) značajno više nego kod prethodnog para agregata (CP i X). To je iz dva razloga: prvo, C' je veći od CP za izdatke na neproizvodne usluge i drugo, Y_d je manji od X za celokupne bruto investicije i deo opšte potrošnje³⁷.

Razlika između godišnjeg i dugoročnog mpc pokazuje da se preko 80% prilagođavanja C' višem realnom raspoloživom dohotku obavlja u toku iste godine u kojoj dolazi do povećanja dohotka.

³⁴ Ipak, treba primetiti da, s obzirom na malu veličinu uzorka ($n = 11$), h-test nije potpuno pouzdan. Vidi Gujarati (1977), s. 270.

³⁵ $H_0: \hat{B}_1 + \hat{B}_2 = 1; H_1: \hat{B}_1 + \hat{B}_2 < 1$.

$t = \frac{0.87482 - 1}{0.042249} = -2.9629; t_{0.05} = -2.896$.

³⁶ Koeficijent uz varijablu dohotka kod Evansovog i DEF modela je sada veći u apsolutnom iznosu.

³⁷ C' je veći od CP za oko 6—7%, a X od Y_d za preko 40%.

Iz (1.25) možemo da izračunamo ocenu mpc iz permanentnog raspoloživog dohotka. Ova bi vrednost trebalo, prema Friedmanu, da bude blizu 1. Mi dobijamo $\hat{k} = 0.839$. Hipotezu da je $k = 1$ odbacujemo na nivou značajnosti manjem od 0.5%.³⁸

Treća formulacija: C i BP

Za period 1965—78 dobili smo sledeće regresije:

Friedmanov model:

$$C = 32443.22119 + 0.2773 BP + 0.4009 C_{-1} \quad (1.29)$$

(2.28)
(2.56)
(1.55)

(0.025)
(0.025)
(0.20)

$R^2 = 0.981$
 $d = 2.066$

$SE = 5814.41$
 $F = 283.929$

Evans:

$$\frac{C}{BP} = 0.05278 - 0.31243 \frac{\Delta BP}{BP} + 0.93719 \left(\frac{C}{BP} \right)_{-1} \quad (1.30)$$

(-1.41)
(7.75)

(0.20)
(0.002)

$R^2 = 0.868$
 $d = 3.304$

$SE = 0.034$
 $F = 32.995$

DEF:

$$\frac{C}{BP} = -0.31727 + 0.38197 \frac{BP^*}{BP} + 0.92439 \left(\frac{C}{BP} \right)_{-1} \quad (1.31)$$

(1.38)
(7.52)

(0.20)
(0.002)

$R^2 = 0.867$
 $d = 2.954$

$SE = 0.033$
 $F = 32.679$

³⁸ $H_0: k = 1; H_1: k < 1$.

Prema Kmenta-i (1971, s. 445) približna vrednost var (\hat{k}) iz Friedmanove potrošne funkcije iznosi

$$var(\hat{k}) = \left[\frac{1}{1 - \hat{B}_1} \right]^2 var(\hat{B}_1) + \left[\frac{\hat{B}_2}{(1 - \hat{B}_1)^2} \right]^2 var(\hat{B}_2) + 2 \left[\frac{1}{1 - \hat{B}_1} \right] \left[\frac{\hat{B}_2}{(1 - \hat{B}_1)^2} \right] cov(\hat{B}_1, \hat{B}_2) = 1.98727 \cdot 10^{-3}$$

$$Otuda, \frac{0.839 - 1}{0.0445788} = -3.6116; t_{0.05} = -3.355.$$

Hipoteza o odsustvu autokorelacije nije prihvaćena kod Evansovog i DEF modela. Primenom Cochrane-Orcuttovog metoda dobijamo sledeće regresije:

	\hat{B}_0	\hat{B}_1 (t)	\hat{B}_2 (t)	R^2 (F)	d (SE)
Evans	-0.00336	-0.21990	1.00389	0.964	2.347 (1.32)
$\hat{p} = -0.59$		(-1.521) (0.20)	(15.054) (0.002)	(133.89)	(0.026)
DEF					
$\hat{p} = -0.506$	-0.25703	0.25913 (1.342) (0.50)	0.99778 (13.850) (0.002)	0.958 (115.04)	2.400 (0.029)

U Friedmanovom modelu, individualni koeficijenti, i pored visokog R^2 , imaju relativno niske nivoe značajnosti. To je, verovatno, posledica multikolinearnosti.³⁹

Evansov i DEF model takođe, i pored visokog koeficijenta determinacije, ne daju zadovoljavajuće rezultate. Najveći deo varijacije zavisne promenljive objašnjen je njenom lagiranom vrednošću,⁴⁰ dok se varijabla dohotka u oba slučaja neznajno razlikuje od nule.

Upoštavajući ovaj nalaz za DEF model, s obzirom da smo iste rezultate dobili u Formulaciji II (iako je varijabla dohotka bila signifikantna), a dobićemo i u Formulaciji IV, verovatno ima mesta pretpostavci da modeli potrošne funkcije konstruisani sa eksplicitnom namerom da objasne ciklično ponašanje potrošnje nisu prikladni za objašnjenje potrošnje u jugoslovenskim uslovima. To je posebno očigledno kod »čistog« cikličnog modela, kao što je originalni Duesenberryjev, koji ne objašnjava ni u jednom od četiri slučaja više od 30% varijacije zavisne

³⁹ Ball-Drake hipoteza odbačena je na nivou značajnosti od 5%, ali je po prvi put prihvaćena na nivou od 1%. Ovo je takođe posledica multikolinearnosti koja dovodi do povećanja vrednosti varijansi i kovarijansi koeficijentata i do smanjenja t-vrednosti.

$$H_0: \hat{B}_1 + \hat{B}_2 = 1; \quad H_1: \hat{B}_1 + \hat{B}_2 < 1$$

$$t = \frac{0.2773 + 0.4009 - 1}{0.15284} = -2.105; \quad t_{0.05} = -1.796 \\ t_{0.01} = -2.718$$

⁴⁰ Upotrebljavali smo »step-wise« regresiju, u koju najpre biva uključena zavisna promenljiva sa (pojedinačno uzetim) najvišim R^2 . I kod Evansovog, i kod DEF modela to je bila promenljiva (C/BP), sa koeficijentom determinacije 0.842.

guće da paralelno sa povećanjem nezaposlenosti u svim vidovima, apsolutnom, procentnom i relativnom (tj. u odnosu na raniji nivo stope nezaposlenosti) društveni proizvod (i raspoloživi dohodak) rastu, tako da i nema razloga očekivati da udeo potrošnje u dohotku raste. kako bi to normalno bio slučaj u uslovima zrele ekonomije, gde porast nezaposlenosti skoro automatski povlači i pad, ili stagniranje, dohotka. Naravno, razlog za beleženje ovakvih, prividno paradoksalnih, kretanja je i statistički. U slučaju privreda u razvoju kod kojih se događaju značajne promenljive.⁴¹ Razlog ovako slabe performanse cikličnih modela leži u što su oni konstruisani za privrede koje pokazuju izraženije ciklično ponašanje, koje se, što je neobično važno, ogleda u svim relevantnim ekonomskim varijablama. U Jugoslaviji to nije slučaj. U Jugoslaviji je strukturalne promene, među kojima naročito transfer radne snage iz poljoprivrede u industriju, skrivena (latentna) nezaposlenost u poljoprivredi, koju statistika ne beleži, postaje registrovana nezaposlenost. Otuđa i porast stope (registrovane) nezaposlenosti nije u suprotnosti sa pozitivnom stopom rasta, pa čak i akceleracijom rasta, i sa padom uđela potrošnje u raspoloživom dohotku.

⁴¹ Dobili smo sledeće rezultate:

Formulacija I:

$$\frac{CP}{X} = 0.38898 + 0.17414 \frac{X^*}{X} \\ (6.988) \quad (2.97) \\ R^2 = 0.277 \\ F = 4.214$$

Formulacija II:

$$\frac{C'}{Y_d} = 0.74924 + 0.12598 \frac{Y_d^*}{Y_d} \\ (5.07) \quad (0.8) \\ R^2 = 0.066 \\ F = 0.283$$

Formulacija III:

$$\frac{C}{BP} = -0.03908 + 0.80498 \frac{BP^*}{BP} \\ (0.064) \quad (1.209) \\ R^2 = 0.117 \\ F = 0.729$$

Formulacija IV:

$$\frac{CND}{BP} = -0.33681 + 1.04055 \frac{BP^*}{BP} \\ (0.74) \quad (2.11) \\ R^2 = 0.271 \\ F = 2.045$$

Varijabla dohotka signifikantna je samo u dva od četiri slučaja.

Ovo možemo i praktično ilustrovati na primeru Jugoslavije. Mincer, polazeći od Friedmanove hipoteze o razlici marginalne sklonosti potrošnji iz permanentne i tranzitivne komponente dohotka pretpostavlja da je potrošnja jednaka $C = aY_p + b(Y - Y_p)$, gde su a i b odgovarajući mpc, Y_p permanentni, i Y tekući dohodak. Transformacijom, lako dobijamo

$$\frac{C}{Y} = b + (a - b) \frac{Y_p}{Y} \quad (1.34)$$

Potrebno je aproksimirati odnos Y_p/Y . Mincer uzima odnos stanovništva i ukupnog broja radnih časova; Ando i Modigliani odnos radne snage (>labor force<>) i zaposlenosti (cit. prema Evansu (1969), p. 60). Ako mi uzmemo, za Jugoslaviju, odnos prosečne stope nezaposlenosti u posmatranom periodu (\bar{u}) prema tekućoj stopi nezaposlenosti (u),⁴² možemo transformisati (1.34) u

$$\frac{C}{Y} = b - (a - b) \frac{\bar{u}}{u} \quad (1.35)$$

gde koeficijent uz \bar{u}/u mora biti negativan. Model (1.35) daje sledeće rezultate:

Formulacija I:

$$\frac{CP}{X} = 0.53844 + 0.011779 \frac{\bar{u}}{u} \quad (68.07) \quad (1.91)$$

$$R^2 = 0.137$$

$$F = 3.666$$

$$SE = 0.014$$

Formulacija II:

$$\frac{C'}{Y_d} = 0.853 + 0.0190 \frac{\bar{u}}{u} \quad (33.74) \quad (0.7)$$

$$R^2 = 0.047$$

$$F = 0.441$$

$$SE = 0.017$$

⁴² Stopa nezaposlenosti = broj nezaposlenih / (zaposleni u društvenom sektoru + nezaposleni + potrebe za radnicima).

Formulacija III:

$$\frac{C}{BP} = 0.39198 + 0.33112 \frac{\bar{u}}{u} \quad (6.645) \quad (5.41)$$

$$R^2 = 0.693$$

$$F = 29.312$$

$$SE = 0.051$$

Vidimo da je predznak uz \bar{u}/u uvek pozitivan, što je u suprotnosti sa našim očekivanjem, i da je R^2 veoma nizak.

Ocenjene vrednosti marginalne sklonosti potrošnji (na sva potrošna dobra) iz bruto primanja stanovništva date su u Tabeli 1.6

Tabela 1.6.

	godišnji mpc	dugoročni mpc ($\gamma = 0.06$)
Friedman	0.277	0.446
Evans	0.477*	---
DEF	0.439*	---

$$*(C/BP) = 0.69754$$

Ekonometrijski slabi rezultati Evansovog i DEF modela ogledaju se i u besmislenim vrednostima dugoročnog mpc koje na osnovu njih dobijamo. Isto tako, razlike u vrednostima godišnjeg mpc iz tri modela su mnogo izraženije nego u prethodnim formulacijama.

Pre nego što pređemo na diskusiju ovih rezultata, posmatraćemo regresione jednačine (i mpc) dobijene iz četvrtre formulacije potrošne funkcije u kojoj stavijamo u odnos izdavanja stanovništva na netrajna potrošnja dobra (CND) prema bruto primanjima stanovništva (BP). Marginalne sklonosti potrošnji iz ovih funkcija treba da budu konzistentne sa rezultatima koje smo upravo dobili: sklonost izdavanju na netrajna potrošnja dobra iz BP mora (posmatrana u istom vremenskom periodu) biti manja od sklonosti izdavanju na trajna i netrajna potrošna dobra zajedno iz istog agregata.

Četvrta formulacija: CND i BP

Za period 1965—78 dobijamo sledeće regresije:

Friedmanov model:

$$CND = 42696.86035 + 0.33345 BP + 0.12766 CND_{-1} \quad (1.36)$$

(2.871) (3.22) (0.434)
(0.01) (0.005) (---)

$$R^2 = 0.980$$

$$SE = 5081.699$$

$$d = 1.879$$

$$F = 270.624$$

Evansov model:

$$\frac{CND}{BP} = 0.06355 - 0.33643 \frac{\Delta BP}{BP} + 0.91839 \left(\frac{CND}{BP} \right) - 1 \quad (1.37)$$

(-1.89) (8.05)
 (0.10) (0.002)

$$R^2 = 0.885$$

$$SE = 0.032$$

$$d = 3.052$$

$$F = 42.332$$

DEF:

$$\frac{CND}{BP} = -0.34302 + 0.4222 \frac{BP^*}{BP} + 0.89948 \left(\frac{CND}{BP} \right) - 1 \quad (1.38)$$

(1.931) (7.72)
 (0.10) (0.002)

$$R^2 = 0.886$$

$$SE = 0.032$$

$$d = 2.983$$

$$F = 42.86$$

Hipoteza o odsustvu autokorelacije opet nije prihvaćena kod Evansovog i DEF modela. Novе regresije, sa ocenjenim ρ , daju

	\hat{B}_0	\hat{B}_1 (t)	\hat{B}_2 (t)	R^2 (F)	d (SE)
Evans	0.01072	-0.19483	0.97938	0.959	2.509 (1.39)
$\hat{\rho} = -0.54$		(-1.360) (0.50)	(14.745) (0.002)	(116.951)	(0.025)
DEF					
$\hat{\rho} = -0.5$	-0.18242	0.19805 (1.168) (0.50)	0.97016 (13.527) (0.002)	0.955 (106.111)	2.536 (1.40) (0.026)

Rezultati su veoma slični onima koje smo dobili kada smo posmatrali celokupnu potrošnju (C) i nije ih potrebno posebno komentarisati⁴³.

Ocenjene vrednosti mpc date su u Tabeli 1.7

⁴³ Jedino je Ball-Drake hipoteza sada odbačena i na nivou značajnosti od 1%. $H_0: \hat{B}_1 + \hat{B}_2 = 1$; $H_1: \hat{B}_1 + \hat{B}_2 < 1$.

$$t = \frac{0.33345 + 0.12766 - 1}{0.19177} = -2.81; \quad t_{0.01} = -2.718.$$

Tabela 1.7.

	godišnji mpc	dugoročni mpc ($\gamma = 0.057$)
Friedman	0.333	0.379
Evans	0.425*	—
DEF	0.421*	—

$$* \frac{CND}{BP} = 0.62243$$

Nepreciznost u oceni koeficijenata regresije ponovo dovodi do toga da za dugoročni mpc dobijamo nižu vrednost nego za kratkoročni (godišnji).

Poređenjem rezultata iz Tabela 1.6 i 1.7, primećujemo sledeće.

(a) Godišnji mpc, koji dobijamo iz Friedmanovog modela, je viši za potrošnju netrajnih dobara, nego za ukupnu potrošnju, što je nemoguće.

(b) Jedina ocena dugoročnog mpc koju smo dobili značajno podcenjuje stvarnu vrednost mpc. Naime, dok prosečna sklonost potrošnji iz bruto primanja stanovništva iznosi 0.697 i 0.622 respektivno za C i CND, odgovarajući dugoročni mpc su 0.446 i 0.379. Razlika od 21 procenta u jednom i 24 procenta u drugom slučaju između prosečne i dugoročne marginalne sklonosti potrošnji suviše je velika da bi bila prihvaćena kao realna.

(c) Ocena godišnjeg mpc (izračunatog kao srednja vrednost rezultata sva tri modela) iznosi 0.398 za ukupnu, i 0.393 za potrošnju netrajnih dobara. Razlika između ove dve vrednosti je veoma mala (0.5%) i u suprotnosti je sa činjenicom da se između 7 i 8 procenata ukupnih primanja troši na trajna potrošnja dobra.

Ocene parametara regresije i marginalnih sklonosti potrošnji iz BP, kao finansijskog agregata, osetno su lošije (pored toga što su i međusobno nekonzistentne) od ocena ovih parametara iz društvenog proizvoda i raspoloživog dohotka. Objašnjenje ovakvog rezultata leži u tome što promene u potrošnji moraju zavisiti u mnogo većoj meri od promena u realnim (privredno-bilansnim) agregatima (koji, naravno, određuju granice u kojima se realna potrošnja može kretati) nego od promena u finansijskim agregatima, koje su, između ostalog, i rezultat čisto finansijskih transakcija i otuda samo delimično povezane sa promenama u realnim tokovima.

II. VREMENSKA SENZITIVNOST REZULTATA

Naš sledeći problem sastoji se u tome da vidimo u kojoj se meri vrednosti koeficijenata potrošne funkcije menjaju sa promenom posmatranog vremenskog intervala. Očigledno je da se jugoslovenska privreda pri kraju osme decenije ovog veka u mnogo čemu razlikuje od jugoslovenske privrede iz ranih pedesetih godina. Ipak, u dosadašnjem ocenjivanju potrošnih funkcija mi smo implicitno polazili od pretpostav-

ke da se u međuvremenu nije dogodila nikakva eksterna promena⁴⁴ koja bi uticala na izmenu samog oblika funkcije ili vrednosti njenih parametara. Postavlja se pitanje u kojoj je meri takva pretpostavka opravdana, te da li dobijanjem na opštosti (produžavanjem vremenskog intervala) ne gubimo na preciznosti ocena koeficijenata.

Na ovo pitanje daćemo dva odgovora. Prvi, teorijski, navodeći razloge zbog kojih su potrošne funkcije stabilnije u vremenu nego većina makro-ekonomskih relacija, i drugi, empirijski, razbijanjem posmatranog perioda u pre-reformski i post-reformski podperiod.

Stabilnost potrošnih funkcija primećena je razumljivo najpre u zemljama u kojima se razvila savremena makro-ekonomska teorija: u Engleskoj, SAD i Skandinaviji. Širina prihvatanja hipoteze o stabilnosti ponašanja potrošača ogleda se takođe u sledeće dve činjenice: prvo, da se nijedna savremena teorija privrednih ciklusa ne bazira na nestabilnosti u potrošnji, iako fluktuacije potrošnje mogu naravno da pojačaju nestabilnost, i drugo, da u skoro svim modelima potrošne funkcije ranije ponašanje potrošača (navike, običaji, uobičajeni životni standard ili nivo dohotka) igra važnu ulogu. Ovde je naročito zanimljiv kontrast između potrošnje i investicija. Dok je prva izrazito troma ("sluggish") serija, čije ponašanje, usled inercije, objašnjavamo uključivanjem vrednosti varijabli iz proteklih perioda, druga je po pravilu nepostojana ("volatile") serija, orijentisana ka budućnosti ("forward-looking"). Čak i kada se vrednosti iz proteklih perioda pojave u investicionim funkcijama njihova je uloga posve drugačija: one nam služe da na osnovu nepodučaranja očekivanja i ostvarenja u prošlosti objasnimo formiranje očekivanja za budućnost. Razliku u ponašanju potrošnje i investicija mogli bi tada rezimirati ovako: dok za objašnjenje *tekuće* potrošnje gledamo u prošlost, za objašnjenje *tekućeg* investiranja gledamo u budućnost.

Ali stabilnost potrošnih funkcija ima i mnogo snažnije uzroke od upravo izloženih. Ovi bi samo objasnili njenu relativnu nepromenljivost u uslovima gde su izostale fundamentalne promene ekonomskog sistema, ali bi bili nedovoljni za objašnjenje stabilnosti ove funkcije i u uslovima izraženih strukturalnih promena. Razlog ove stabilnosti je jasan. Odluke o potrošnji ili štednji zavise od sklonosti ljudske prirode koje su po svojoj naravi teško promenljive, tako da u normalnim uslovima⁴⁵ spoljni elementi imaju na njih malo uticaja. Radi se o preferencijama, ukusima, uobičajenom načinu života, sposobnosti za odlaganje zadovoljenja potreba itd. Izmene u ekonomskom sistemu svakako utiču

⁴⁴ To znači da isključujemo mogućnost promene u bilo kom relevantnom faktoru koji nije eksplicitno uključen u model. Svi takvi faktori, koji mogu da utiču na potrošnju, ali su ostavljeni po strani, predstavljaju parametre. Ovo formalno možemo napisati kao $C = f(Y_t, C_{t-1}, d, A)$ gde su Y_t i C_{t-1} promenljive obuhvaćene u modelu, d izvesna promenljiva (na primer, starosna struktura stanovništva ili stepen disperzije ličnih dohodaka) koja može da utiče na C , ali za koju pretpostavljamo da je fiksna u datom periodu (parametar) i A neka promenljiva (na primer, broj ljudi sa plavim očima) za koju pretpostavljamo da nema nikakav uticaj na C , pa je stoga potpuno nevažno da li se ona menja ili ne.

⁴⁵ Pod normalnim uslovima podrazumevamo odsustvo rata, revolucija, prirodnih katastrofa ili ekstremne nestabilnosti društva.

na veličinu onog reziduala, raspoloživog dohotka, koji se može upotrebiti ili za potrošnju, ili za štednju, ali kada je jednom on dat, dalje odluke zavise uglavnom od već pobrojanih elemenata⁴⁶. Zbog toga i smatramo da su raspoloživi dohodak i prethodni način ponašanja (potrošnje), koji u stvari krije u sebi stečene navike, preferencije itd. osnovne determinante potrošnje. Društveno-ekonomski sistem ima drugostepeni značaj. Ovo, ipak, ne znači da je on i nevažan. Na primer, mogućnost da se uštedeni dohodak u budućnosti upotrebi na način na koji to pojedinac želi sigurno će značajno uticati na njegov nivo štednje. U kojoj meri je ova mogućnost upotrebe uštedevine u različite svrhe dozvoljena zavisi od ekonomskog i društvenog sistema. U sistemu gde je svako privatno vlasništvo zabranjeno, ili destimulirano, nije verovatno da će sklonost štednji biti izražena. Ona će biti niža i ukoliko su potrošni proizvodi raspoloživi u nedovoljnim količinama ili neredovno. Na sličan način, obezbedene radne i socijalne sigurnosti neće doprineti povećanju sklonosti ka štednji. Rasprostranjenost i raspoloživost kredita, kao i uslovi (realna kamatna stopa) i namene za koje se on može koristiti, a koji su očigledno pod kontrolom monetarnih vlasti, imaće takođe uticaj na procenat uštedenog dohotka. Od prirode društvenog sistema zavisice i izvori dohotka. Verovatno je da će, pri jednakom ukupnom dohotku, veći procenat biti ušteden ukoliko se radi o dohotku od vlasništva nego o dohotku od rada⁴⁷. Na kraju, kako u vremenskim serijama posmatramo ukupan dohodak i potrošnju, implicitna pretpostavka je da se stepen nejednakosti u raspodeli, u globalu, nije promenio. Ali sa promenom ekonomskog sistema, i recimo većim akcentom na egalitarizam, čak i ukoliko ukupni dohodak ostane nepromenjen, promena u strukturi raspodele imaće uticaj na ukupni nivo potrošnje.

Imajući u vidu sve ove faktore i njihov relativni značaj možemo zaključiti:

(1) U slučaju značajnih ekonomsko-sistemskih promena njihov osnovni efekat biće na veličinu raspoloživog dohotka stanovništva, dok će alokacija tog dohotka na potrošnju i štednju primarno zavisiti od veoma stabilnih karakteristika ljudske prirode. Takva konstatacija važi naravno samo u relativnom smislu, tj. u odhodu na investicije ili društvenu potrošnju gde su politički i sistemski elementi neuporedivo značajniji.

(2) Iako su promene u načinu funkcionisanja ekonomskog sistema i čak u nekim njegovim bitnim postavkama bile u Jugoslaviji u toku posmatranog perioda izraženije nego u razvijenim zemljama Zapada, kontinuitet društveno-ekonomskog sistema bez sumnje je bio zadržan. Veliki broj elemenata koje smo pomenuli nije pretrpeo veće promene: procenti dohotka od rada i vlasništva su ostali nepromenjeni, nivo nejednakosti u raspodeli dohodaka je veoma stabilan, dalje širenje socijalne sigurnosti bilo je od marginalne važnosti. Sve ovo doprinelo je

⁴⁶ Navedimo, kao primer, tvrdnju M. Hartwella da je odnos štednje i raspoloživog dohotka u poslednjih 1000 godina približno jednak. (Citirano prema Bajtu (1971), s. 10).

⁴⁷ Na ovoj razlici marginalnih sklonosti potrošnji bazira se Kembridžska funkcija štednje.

da se i dalje smanji mogući uticaj promena u ekonomskom okruženju na ponašanje potrošača.

Odlučili smo da podelimo na dva razdoblja model sa najdužom serijom podataka o potrošnji i dohotku. Radi se o prvoj formulaciji (CP i X) koja obuhvata period 1954-78, u koju smo podelili u dva podperioda: 1954-65 i 1966-78. Kao što se vidi, godina Privredne reforme predstavlja razmede; ona takođe deli seriju na dva dela sa skoro jednakim brojem podataka, što je i statistički poželjno.

Dajemo paralelno rezultate regresionih jednačina za jedan i drugi period.

Friedmanov model: $CP = B_0 + B_1 X + B_2 CP_{-1}$

	\hat{B}_0	\hat{B}_1 (t)	\hat{B}_2 (t)	R^2 (F)	d (SE)	
1954-65	1512.31027 (1.30) (0.25)	0.36210 (7.63) (0.001)	0.35356 (3.77) (0.01)	0.997 1575.823	1.848 (1076.7)	(2.1)
1966-78	4053.93469 (1.46) (0.10)	0.40071 (4.34) (0.001)	0.24836 (1.31) (0.50)	0.997 1664.009	1.296 (1022.6)	(2.2)

Testirajmo sada hipotezu da parametri jednačine pripadaju istom statističkom skupu. Tada bi razlika između njihovih ocenjenih vrednosti bila statistički neznačajna. Dakle, tada

$$H_0: \hat{B}_{11} - \hat{B}_{12} = 0 \quad \text{i} \quad H_0: \hat{B}_{21} - \hat{B}_{22} = 0$$

gde prvi supskript označava parametar, a drugi, skup iz koga je dobijen (prvi skup, naravno, period 54-65). Dobijamo

$$\frac{\hat{B}_{11} - \hat{B}_{12}}{s\hat{e}(\hat{B}_{11} - \hat{B}_{12})} = \frac{-0.03861}{0.1038695} = -0.372 \quad H_0 \text{ prihvaćena} \\ (t_{0.05} = 2.093)$$

$$\frac{\hat{B}_{21} - \hat{B}_{22}}{s\hat{e}(\hat{B}_{21} - \hat{B}_{22})} = \frac{-0.1052}{0.2118} = 0.4967 \quad H_0 \text{ prihvaćena}^{48} \\ (t_{0.05} = 2.093)$$

⁴⁸ U oba slučaja, s obzirom da se radi o nezavisnim uzorcima, imamo $\text{cov}(\hat{B}_{11}, \hat{B}_{12}) = 0$. Tada

$$s\hat{e}(\hat{B}_{11} - \hat{B}_{12}) = \sqrt{\text{var}(\hat{B}_{11}) + \text{var}(\hat{B}_{12})}$$

Promenljiva $\frac{\hat{B}_{11} - \hat{B}_{12}}{s\hat{e}(\hat{B}_{11} - \hat{B}_{12})}$ ima t-raspored sa $n_1 + n_2 - 2k$ ($= 19$) stepeni slobode.

$$\text{Evansov model: } \frac{CP}{X} = B_0 - B_1 \frac{\Delta X}{X} + B_2 \left(\frac{CP}{X} \right) - 1$$

	\hat{B}_0	\hat{B}_1 (t)	\hat{B}_2 (t)	R^2 (F)	d (SE)	
1954-65	0.33386	0.18077 (-3.36) (0.01)	0.43099 (1.90) (0.10)	0.559 (5.704)	1.799 (0.012)	(2.3)
1966-78	0.43904	0.21249 (-1.93) (0.10)	0.21845 (0.854) (0.50)	0.274 (1.887)	0.385 (0.009)	(2.4)

Za period 1954-65 prihvatamo hipotezu o nepostojanju autokorelacije (h-statistika = 0.981). Za period 1966-78 hipotezu $\rho = 0$ odbacujemo, te primenjujemo Cochrane-Orcuttov metod. Ocenjeni $\hat{\rho} = 0.65$, i nova regresija daje:

	\hat{B}_0	\hat{B}_1 (t)	\hat{B}_2 (t)	R^2 (F)	d (SE)	
1966-78	0.6234	0.16815 (-2.420) (0.05)	-0.12165 (-0.620) (---)	0.513 (5.267)	1.147 (0.007)	(2.5)

Poredimo rezultate iz jednačina (2.3) i (2.5). Hipoteza da su parametri izračunati na bazi dva uzorka iz istog osnovnog skupa prihvaćena je u oba slučaja.⁴⁹

$$\text{DEF model: } \frac{CP}{X} = B_0 + B_1 \frac{X^*}{X} + B_2 \frac{CP}{X_{-1}}$$

	\hat{B}_0	\hat{B}_1 (t)	\hat{B}_2 (t)	R^2 (F)	d (SE)	
1954-65	0.19104	0.21786 (3.63) (0.01)	0.29610 (1.48) (0.20)	0.597 (6.666)	1.805 (0.012)	(2.6)
1966-78	0.19530	0.24323 (1.97) (0.10)	0.22103 (0.869) (0.50)	0.286 (1.964)	1.039 (0.008)	(2.7)

Za period 1954-65 ponovo prihvatamo hipotezu da je $\rho = 0$: h-statistika iznosi svega 0.11. Za period 1966-78 hipotezu odbacujemo. Posle

$$^{\text{49}} \text{ Za } \hat{B}_1 \text{ dobijamo } \frac{-0.01262}{0.08788} = 0.144, \text{ a za } \hat{B}_2 \frac{0.55264}{0.29992} = 1.843; t_{0.05} = 2.101.$$

tri iteracije, za $\hat{\rho} = 0.67$, dobijamo regresiju koja daje najviši koeficijent determinacije.⁵⁰

	\hat{B}_0	\hat{B}_1 (t)	\hat{B}_2 (t)	R^2 (F)	d (SE)	
1966-78	0.42560	0.19388 (2.461) (0.05)	-0.11436 (-0.579) (---)	0.522 4.914	1.242 (0.007)	(2.8)

Poređenjem koeficijenata iz jednačina (2.6) i (2.8) ponovo prihvata-mo hipotezu da su razlike koje konstatujemo između njihovih vrednosti statistički nesignifikantne.⁵¹

Pored testiranja razlika između vrednosti individualnih koeficijenata, moguće je pomoću Chowg testa posmatrati i razliku između celokup-nih regresionih jednačina. Test se bazira na pretpostavci da bi pri pot-punoj stabilnosti serije, regresije koje bismo dobili za svaki od podperio-da, kao i za ceo posmatrani period, bile istovetne. Tada bi zbir rezidual-nih suma kvadrata (tj. neobjašnjenih odstupanja) iz regresije podperioda bio jednak rezidualnoj sumi kvadrata iz "skupne" regresije (regresije ce-log perioda). Kako razlika između ove dve veličine raste⁵², povećava se i verovatnoća da su međusobna nepodudaranja regresija sistematska, te da se podperiodi zaista razlikuju.

Formirajmo sada aleatornu promenljivu

$$F = \frac{(S - S_1 - S_2)/k}{(S_1 + S_2)/(n_1 + n_2 - 2k)} \quad (2.9)$$

koja ima F-raspored sa k i $n_1 + n_2 - 2k$ stepeni slobode, i gde S_1 = re-zidualna suma kvadrata iz i-te »podperiodne« regresije, n_1 = broj slu-čajeva (podataka) u i-toj regresiji, S = rezidualna suma kvadrata iz »skupne« regresije i k = broj ocenjenih parametara. Ukoliko je vrednost F iz (2.9) viša od kritičnog F^* hipoteza o jednakosti dveju regresija (a time i podperioda) biće odbačena⁵³.

Chowov test primenićemo na naša tri modela. U Tabeli 2.1 date su izračunate vrednosti F-promenljive, i zaključak o prihvatanju ili odbaci-vanju nulte hipoteze.

⁵⁰ Primitimo značajan porast R^2 i kod Evansovog i kod DEF modela za period 1966-78, do koga dolazi zahvaljujući eliminisanju autokorelacije.

⁵¹ Za B_1 dobijamo $\frac{0.02398}{0.0990} = 0.242$, a za B_2 $\frac{0.41046}{0.28114} = 1.46$; $t_{0.05} = 2.101$.

⁵² S tim što rezidualna suma kvadrata iz »skupne« regresije uvek mora biti veća ili jednaka zbiru rezidualnih suma kvadrata iz regresija podperioda.
⁵³ Lako je videti da u slučaju potpune identičnosti, $S = S_1 + S_2$, te $F = 0$.

Tabela 2.1

	F	kritično F^*		zaključak
		$F_{0.05}$		
Friedmanov model	0.956	3.13		H_0 prihvaćena
Evansov model	3.872	3.16		H_0 odbačena**
DEF	3.874	3.16		H_0 odbačena**

* U našem slučaju broj stepeni slobode iznosi $k = 3$ i $n_1 + n_2 - 2k = 19$ (18), respektivno kod Friedmanovog, i Evansovog i DEF modela, jer se kod ova dva poslednja jedna opservacija gubi pri Cochran-Orcuttovoj transformaciji.

** Na nivou značajnosti od 0.01 H_0 je prihvaćena: $F_{0.01} = 5.09$.

Kod potrošne funkcije koja je izražena u apsolutnim veličinama hi-poteza o istovetnosti podperioda prihvaćena je sa značajnom maržom sigurnosti. Nasuprot tome, čini se da je u kretanju relativnog odnosa lične potrošnje (CP) i društvenog proizvoda (X) došlo u posmatranom periodu do sistematskih promena koje se ne mogu objasniti uticajem nezavisnih promenljivih iz Evansovog i DEF modela.

U Tabelama 2.2. i 2.3. date su vrednosti godišnjih i dugoročnih marginalnih sklonosti potrošnji⁵⁴ iz društvenog proizvoda izračunate za ceo period 1954-78 (prenete iz Tabele 1.5) i za svaki od dva podperioda posebno.

Tabela 2.2
godišnji mpc

	1954-78	(i) 1954-65.	(ii) 1966-78.	razlika u % (i) : (ii)
Friedman	0.370	0.362	0.401	- 9.7
Evans	0.397	0.394*	0.389**	+ 1.3
DEF	0.359	0.357*	0.363**	- 1.7
Prosek	0.375	0.371	0.384	- 3.4

* $(\overline{CP/X}) = 0.55967$.

** $(\overline{CP/X}) = 0.54623$.

Tabela 2.3.
dugoročni mpc

	1954-78	(i) 1954-65. ($\gamma = 0.077$)	(ii) 1966-78. ($\gamma = 0.054$)	razlika u % (i) : (ii)
Friedman	0.527	0.539	0.524	+ 2.9
Evans	0.553	0.562	0.548	+ 2.6
DEF	0.552	0.559	0.547	+ 2.2
Prosek	0.544	0.553	0.540	+ 2.4

Kao što se vidi, razlike godišnjim marginalnim sklonostima potroš-nji, a naročito u dugoročnim mpc, izračunatim iz regresija za jedan

⁵⁴ »Potrošnja« podrazumeva izdatke na ličnu potrošnju i proizvodne us-luge.

i drugi period veoma su male. Samo u jednom slučaju mpc (ocenjeni na bazi iste potrošne funkcije) iz dva perioda razlikuju se za skoro 10%. U svim ostalim slučajevima razlika je manja od 3%.

Homogenizacija vremenskih perioda omogućava nam da potrošnu funkciju »očistimo« od uticaja drugih faktora koje pri njenom definisanju ne uzimamo eksplicitno u obzir. Ovo vidimo po tome što pri periodizaciji slobodni član (u Friedmanovom modelu) nestaje. On je, pak, u slučaju kada posmatramo, celokupno razdoblje 1954-78. (videti jednačinu (1.19)) značajno različit od nule. Implikacija je bila da pozitivni slobodni član odražava uticaj faktora koji deluju na nivo potrošnje, a istovremeno nisu prisutni kao argumenti potrošne funkcije. Njegova eliminacija otuda znači da periodizacijom posredno obuhvatamo ove druge nespecificirane uticaje.

Hipotezu o dejstvu periodizacije moguće je proveriti na taj način što se u potrošnu funkciju za celo razdoblje uključe dopunske promenljive. Ukoliko se ove dopunske promenljive pokazuju statistički značajnim i/ili dovedu do eliminacije slobodnog člana, zaključujemo da su one (verovatno) samom periodizacijom implicitno uključene u potrošnu funkciju.⁵⁵ Uzeli smo prvo stepen nejednakosti u raspodeli ličnih dohodaka (d)⁵⁶, i drugo, odnos aktivnog prema ukupnom stanovništvu (Pa)⁵⁷. Povećanje nejednakosti individualnih dohodaka, pri nepromenjenom obi-

⁵⁵ Tačnije rečeno, ne možemo odbaciti hipotezu da ih periodizacijom uključujemo u model. Moguće je, naravno, da se periodizacijom u model implicitno uvode neke druge, a ne baš ove promenljive.

⁵⁶ d aproksimiramo koeficijentom varijacije ($= \sigma/\bar{x}$) ličnih dohodaka u društvenom sektoru. Ovaj koeficijent podcenjuje stvarni značaj nejednakosti u raspodeli i to iz bar dva razloga: prvo, diferencijacija primanja u »individualnom« (privatnom) sektoru je verovatno viša nego u društvenom, i drugo, relevantni pokazatelj stepena nejednakosti je onaj koji se odnosi na konzumne jedinice (domaćinstva), a ne (zaposlene) pojedince kao što je ovde slučaj; ukoliko postoji pozitivna korelacija između primanja supružnika, što je verovatno, koeficijent nejednakosti biće viši.

⁵⁷ Podaci o aktivnom stanovništvu raspoloživi su samo iz desetogodišnjih popisa. Kako je nama potreban udeo aktivnog stanovništva na godišnjoj bazi, uzeli smo procenu radno sposobnog stanovništva (po definiciji, stanovništvo između 15 i 60 godina starosti) kao najpribližniji pokazatelj. Potrebno je napomenuti da ni aktivno, a još manje radno sposobno stanovništvo ne predstavlja zadovoljavajući pokazatelj za svrhu za koju nam je potrebno. Promena u strukturi stanovništva koja utiče na nivo potrošnje je promena u udelu zaposlenog stanovništva. To se bazira na pretpostavci da zaposleno stanovništvo ima, u proseku, nižu sklonost potrošnji. Ali, u Jugoslaviji postoje samo podaci o zaposlenom stanovništvu u društvenom sektoru i individualnom sektoru van poljoprivrede. Tako ovaj pokazatelj obuhvata tek oko 60% ukupno zaposlenog stanovništva. Poznati su problemi ocenjivanja stvarne zaposlenosti u poljoprivredi. U zemljama gde je ukupno angažovano stanovništvo u poljoprivredi malobrojno, problem prikrivene nezaposlenosti i sl. se ne postavlja. Otuda postoji i veoma precizna ocena zaposlenog stanovništva. Kod nas verovatno najbolju aproksimaciju daje aktivno stanovništvo, iako i ovaj pokazatelj ima dva nedostatka: precenjuje zaposlenost u poljoprivredi i uključuje i nezaposlene. U slučaju porasta nezaposlenosti, što je u nas slučaj, kretanje aktivnog i zaposlenog stanovništva neće koincidirati. Pored toga, potpuno nepodesnim za upotrebu čini ga i to što se pojavljuje samo u desetogodišnjim popisima. Zbog toga smo izabrali udeo radno sposobnog stanovništva. Ali ne treba zaboraviti da ono predstavlja tek drugu aproksimaciju, i da pored nedostataka koje ima agregat aktivnog stanovništva, ima i druge: uključuje i lica sa ličnim prihodom i izdržavana lica.

mu ukupnog dohotka, trebalo bi da dovede do smanjenja sklonosti potrošnji. Isti efekat imao bi i relativan porast aktivnog stanovništva. U oba slučaja, zaključak se bazira na porastu udela stanovništva sa prosečno većom sklonosti ka štednji⁵⁸.

Uvođenje dopunskih promenljivih u Friedmanov model (za razdoblje 1962-78) daje sledeće rezultate⁵⁹:

$$CP = -1679.65311 + 0.37697 X + 0.31202 CP_{-1} + 8197.3 d \quad (2.10)$$

(0.229)	(5.67)	(2.27)	(0.51)
(—)	(0.001)	(0.05)	(—)

$$R^2 = 0.998$$

$$d = 1.947$$

$$SE = 1756.701$$

$$F = 2368.242$$

$$CP = -4179.97852 + 0.38071 X + 0.29005 CP_{-1} + 12790 P_a \quad (2.11)$$

(0.044)	(5.30)	(2.20)	(0.075)
(—)	(0.001)	(0.05)	(—)

$$R^2 = 0.998$$

$$d = 1.890$$

$$SE = 1773.829$$

$$F = 2322.644$$

Ove rezultate treba uporediti sa rezultatima iz relacije (1.19). Primećujemo najpre stabilnost koeficijenata uz X i CP_{-1} . S druge strane, slobodni član nestaje (tj. nije više značajno različit od nule) što potvrđuje našu hipotezu o efektu uvođenja dopunske promenljive. Najzad, primećujemo da u oba slučaja pozitivan predznak uz dopunsku promenljivu ne odgovara našim očekivanjima, te da su koeficijenti regresije uz d i P_a neznajčajno različiti od nule. Ovakvi rezultati pokazuju da, iako sama dopunska promenljiva ne mora da bude signifikantna, njeno uključivanje u model daje očekivane efekte, tj. čini potrošnu funkciju proporcionalnom. Da se ne radi o slučajnom efektu može se videti i iz toga što iste rezultate dobijamo i pri alternativnoj formulaciji potrošne funkcije (formulacija II sa C' i Y_d).⁶⁰

$$C' = 20944.73047 + 0.69511 Y_d + 0.14241 C'_{-1} - 27850 d \quad (2.12)$$

(1.6121)	(9.42)	(1.41)	(-1.55)
(0.10)	(0.001)	(0.20)	(0.20)

$$R^2 = 0.999$$

$$d = 1.932$$

$$SE = 1332.838$$

$$F = 1995.323$$

⁵⁸ Na pretpostavci da aktivno (zaposleno) stanovništvo ima, u proseku, višu marginalnu sklonost štednji bazira se Ando-Modigliani potrošna funkcija »životnog ciklusa« (»life-cycle«). Intuitivno je jasno da recimo, studenti i penzioneri imaju visoku sklonost potrošnji. Ova činjenica je naravno konzistentna sa različitim teorijama. Po Ando-u i Modiglianiju uzrok leži u specifičnom položaju studenata i penzionera u životnom ciklusu; po većini drugih ekonomista uzrok su niska primanja, koja karakterišu ta životna doba, a ne životna doba per se.

⁵⁹ Podaci o disperziji ličnih dohodaka (d) nisu raspoloživi za period pre 1962. godine.

⁶⁰ Obuhvaćen je period 1968-78.

$$C' = -93602.40625 + 0.60608 Y_d + 0.22485 C'_{-1} + 174110 P_t \quad (2.13)$$

(-1.368)	(7.87)	(2.54)	(1.37)
(0.50)	(0.001)	(0.05)	(0.50)

$$R^2 = 0.999$$

$$d = 2.404$$

$$SE = 1373.209$$

$$F = 1879.591$$

Primitimo da je u regresiji (2.12) dodatna promenljiva d (sa pravilnim predznakom) signifikantnija od lagirane potrošnje. To je dovelo i do izrazite promene u vrednostima koeficijenata uz Y_d i C'_{-1} u odnosu na njihove vrednosti u jednačini (1.25).

Ova analiza nam ukazuje da pri ocenjivanju potrošne funkcije u toku dužeg vremenskog intervala, a naročito pri upotrebi tako ocenjene funkcije za predviđanje budućeg razvoja, ne smemo da se suviše oslanjamo na dokazanu stabilnost potrošne funkcije. Jer, ona može biti stabilna ne samo u odnosu na promenljive koje eksplicitno uvodimo kao argumente, već i u odnosu na one koje ostavljamo van. Promena ovih poslednjih mora da ima neki efekat na potrošnju, i to efekat koji, usled specifikacije funkcije, nije moguće obuhvatiti. Ovo će neminovno uticati na preciznost naše ocene ili predviđanja. Ukoliko smatramo da je uticaj ovih sekundarnih faktora relativno značajan, postoje dva načina za njihova uključivanja. Prvi bi bio u razbijanju potrošne funkcije na relativno homogene podperiode; drugi, u eksplicitnom uvođenju dodatnih promenljivih u potrošnu funkciju. Prednost drugog metoda je u tome što omogućava da vremenske serije posmatramo u celosti, a nedostatak u tome što potrošnu funkciju čini pretrpanom.

III. ZAKLJUČAK I POREĐENJE SA DRUGIM RADOVIMA

Potrošnu funkciju za Jugoslaviju ocenili smo na bazi četiri različite formulacije potrošnje i dohotka, i tri modela potrošne funkcije.

Ocenjena potrošna funkcija ocenjena na bazi hipoteze permanentnog dohotka je neproporcionalna. To se samo na prvi pogled čini u suprotnosti sa Friedmanovom stavom o jednakosti dugoročne marginalne i prosečne sklonosti potrošnji. Prvo, posmatrane serije potrošnje i dohotka nisu dovoljno dugačke: najduža serija je od 25, najkraća od 11, godina. To znači da smo u svim formulacijama imali posla sa kratkoročnom potrošnom funkcijom. Ilustracije radi, primetimo da se Kuznetsovo istraživanje odnosa potrošnje i raspoloživog dohotka u SAD (kada je po prvi put empirijski dokazana proporcionalnost potrošnje) odnosi na period od 60 godina: od 1869 do 1929⁶¹. Drugo, razbijanje serija potrošnje i dohotka na homogenije podperiode pokazalo je da slobodni član nestaje. Ovo bi značilo da pored faktora eksplicitno uvedenih u potrošnu funkciju, na nivo potrošnje značajno deluju i drugi faktori. To se naravno pri formulisanju modela uvek ističe, ali se ovi faktori, zbog svoje relativne numeričke stabilnosti, tretiraju kao parametri (tj. uvršćuju pod ceteris

⁶¹ S. Kuznets (1942); citiramo prema Evansu (1969), s. 15.

paribus uslov). Ukoliko se njihove vrednosti ipak menjaju (čak i relativno sporo) te dovode i do promene potrošnje, formalno uvođenje ovih faktora u model trebalo bi da utiče na prethodno dobijene rezultate. U našem slučaju to se ostvarilo: uvršćenje dopunskih eksplanatornih promenljivih (stepen nejednakosti pri raspodeli ličnih dohodaka, i udeo aktivnog u ukupnom stanovništvu) dovelo je do eliminacije slobodnog člana. Na osnovu svega ovoga možemo da zaključimo da konstatovana neproporcionalnost potrošne funkcije može biti posledica činjenice da obuhvaćeno razdoblje nije dovoljno dugo da bi se uočile sekularne tendencije i/ili posledica proširenja ceteris paribus pretpostavke i na faktore za koje ona u stvarnosti ne važi.

Ocenjene vrednosti godišnje i dugoročne marginalne sklonosti potrošnji date su u Tabeli 3.1. Radi poređenja dugoročnog mpc i prosečne sklonosti potrošnji (apc), u poslednjoj koloni je dat stvarni prosečni udeo potrošnje u dohotku izračunat iz odgovarajućih godišnjih serija.

Formulacija	Godišnji mpc	Dugoročni mpc	Stvarni prosek (za period)
CP i X	0.38	0.54	0.56 (54—78)
C' i Y_d	0.66	0.85	0.85 (68—78)
C i BP	0.40	—	0.70 (66—78)
CND i BP	0.39	—	0.62 (66—78)

Tabela 3.1

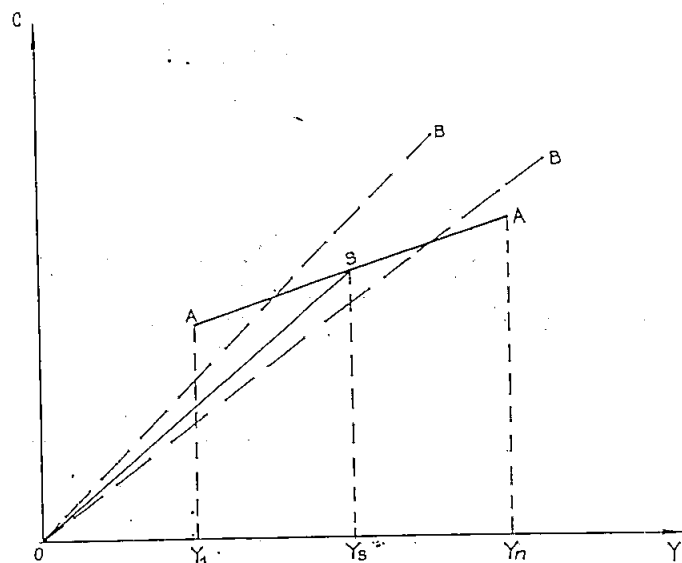
Ocene koeficijenata regresije, i marginalne sklonosti potrošnji, na osnovu serije bruto primanja stanovništva, značajno su nepouzdanije od ocena dobijenih iz Formulacija I i II. Razlog leži u relativno nezavisnom kretanju finansijskog agregata, kao što je BP, u odnosu na realne agregate, kao što su društveni proizvod i raspoloživi dohodak, sa kojima je potrošnja snažno korelirana. Zbog toga bi se pri korišćenju rezultata dobijenih iz ocena potrošnih funkcija za potrebe prognoziranja trebalo zadržati na realnim makroagregatima sa kojima je potrošnja u dokazano stabilnoj međuzavisnosti. Drugim rečima, stavljanje potrošnje u zavisnost od veličine finansijskih agregata čini se da, bar za period koji smo mi posmatrali, i za Jugoslaviju, nije smisleno.

U prvoj formulaciji ocenjeni dugoročni mpc je niži od stvarnog prosečnog odnosa potrošnje i dohotka. Ovaj poslednji predstavlja kratkoročnu prosečnu sklonost potrošnji. Kako su dugoročni mpc i dugoročni apc po samoj konstrukciji modela jednaki, sledi da je dugoročna prosečna sklonost potrošnji manja od kratkoročne. Ovo, iako može da izgleda neočekivano, nije i nemoguće⁶². To možemo pokazati na sledećem primeru. Pretpostavimo da se ocenjena linearna potrošna funkcija skoro u potpunosti poklapa sa stvarnim podacima⁶³. Tada će, ako je to funkcija AA

⁶² Naravno, nemoguće i dalje ostaje da dugoročna marginalna sklonost potrošnji bude niža od kratkoročne.

⁶³ Ovo, s obzirom na koeficijent determinacije od 0.999, nije nerealna pretpostavka.

(Slika 3.1), koja se kreće od tačke $Y = Y_1$ do tačke $Y = Y_n$, prosečna vrednost odnosa C/Y biti jednaka odnosu C/Y u tački Y_s , koja se nalazi na srednjoj između Y_1 i Y_n . Ovaj odnos dat je, naravno, nagibom linije OS i predstavlja *kratkoročni apc*. Dugoročna potrošna funkcija (izračunata na osnovu ocenjene kratkoročne funkcije) po definiciji prolazi kroz ishodište. Njen nagib daje, dakle, u isto vreme dugoročni mpc i apc. Kao što vidimo iz Slike 3.1 nema *a priori* razloga da pretpostavimo da će nagib ove funkcije (OB) biti veći, jednak⁶⁴ ili manji od nagiba OS.



Slika 3.1

Ovako ocenjene marginalne sklonosti potrošnji (i implicitno multiplikatore) potrebno je uporediti sa rezultatima dobijenim u drugim radovima.

Posmatraćemo prvo rezultate koje je u veoma opsežnoj studiji dobio A. Bajt.⁶⁵ Na strani potrošnje Bajt posmatra izdatke na robu i materijalne usluge (CP u našoj notaciji), a na strani dohotka, raspoloživi dohodak (Y_d). Ovako definisani potrošnja i dohodak nisu kod nas povezani ni u jednoj formulaciji, ali im je Formulacija II (C/Y_d) najbliža.

Bajt ocenjuje potrošnu funkciju za Jugoslaviju na bazi mesečnih podataka koji pokrivaju period od 1/57 do 12/65. Jedan broj funkcija ocenjen je na bazi stvarnih mesečnih izdataka na potrošnju, a drugi deo metodom dvanaestomesečnih pokretnih sredina.

⁶⁴ To je slučaj kod Formulacije II.

⁶⁵ Bajt A. (1971).

Za nas je, radi direktnog poređenja, interesantno nekoliko Bajtovih funkcija. Friedmanova potrošna funkcija (permanentnog dohotka) daje⁶⁶

$$CP = 6.1 + 0.66 Y_d + 0.21 CP_{-1} \quad (3.1)$$

(1.9) (20.8) (5.3)

$$R^2 = 0.9503$$

Upoređenjem (3.1) sa našom regresijom (1.25) vidimo da one daju slične rezultate. Mala vrednost koeficijenta uz lagiranu promenljivu (λ), 0.21 kod Bajta i 0.225 kod nas, pokazuje da je uticaj dohotka iz prethodnih perioda na tekuću potrošnju gotovo zanemarljiv.⁶⁷ Iz koeficijenta uz promenljivu dohotka možemo da izračunamo mpc iz permanentnog dohotka. On kod Bajta, kao i kod nas, iznosi 0.84.⁶⁸ Konačno, za razliku od jednačine (1.25) vidimo da kod Bajta slobodni član nije značajno različit od nule.

Za nas su zanimljive još dve regresije koje se baziraju na hipotezi relativnog dohotka⁶⁹:

$$CP = 6.7 + 0.67 Y_d + 0.14 Y^*_d \quad (3.2)$$

(1.9)(18.0) (3.9)

$$R^2 = 0.9453$$

$$\frac{\overline{CP}}{\overline{Y_d}_{-1}} = 0.042 - 0.036 \frac{\overline{Y_d}_{-1}}{\overline{Y^*}_{-1}} + 0.986 \frac{\overline{CP}_{-1}}{\overline{Y_d}_{-1}} \quad (3.3)$$

$$R^2 = 0.97$$

Funkcija (3.3) predstavlja originalnu DEF funkciju, kako su je Duesenberry, Eckstein i Fromm izveli i razlikuje se od naše zbog prisustva Robinsonovog laga.⁷⁰ Sličnost sa regresijom (1.27) ogleda se u neobično visokoj značajnosti lagirane promenljive. Bajtov koeficijent determinacije značajno je viši od našeg. Ipak, najbolje rezultate, kako piše Bajt (s.19), daje varijanta DEF modela koja je identična našoj (bez laga između dohotka i potrošnje), ali Bajt, na žalost, ne daje rezultate ove regresije.

Vrednosti mesečnih i dugoročnih mpc, koji se mogu izračunati iz Friedmanovog modela i jednačine (3.2), kao i iz regresije sa lagiranim

⁶⁶ t-vrednosti date su u zagradi.

⁶⁷ Koeficijent uz Y_{-1} iznosi kod Bajta 0.1386, kod nas 0.1461. Značaj ranijih dohotaka opada po faktoru 0.21, odnosno 0.225.

⁶⁸ Na bazi potrošne funkcije sa trendom (jednačina (9), s. 22). Bajt ocenjuje da k iznosi 0.88.

⁶⁹ Promenljive sa crtom predstavljaju 12-mesečne pokretne sredine.

⁷⁰ Može se primetiti takođe da je varijabla dohotka inverzna u odnosu na našu u regresiji (1.28). Otuda i negativan predznak.

dohotkom za koju Bajt smatra da daje najbolje rezultate od svih modela ($CP = 6.9 + 0.64 Y_d + 0.2 Y_{d-1}$; $R^2 = 0.9563$) date su u Tabeli 3.2.⁷¹

	mesečni mpc	dugoročni mpc ($\gamma = 0.006$)*
Friedman (3.1)	0.66	0.834
DEF (3.2)	0.67	0.809
Lagirani Y_d	0.64	0.839

* Kontinuelnu stopu rasta koju upotrebljavamo pri računjanju dugoročnog mpc dobili smo iz godišnjih podataka o rastu CP za period 1957—65. Godišnja stopa rasta iznosi 7.6%, što daje mesečnu stopu od 0.6%.

Tabela 3.2

Odavde dobijamo prosečne vrednosti mesečnog i dugoročnog mpc, respektivno 0.66 i 0.827. Mi smo u Formulaciji II za godišnji mpc dobili 0.66, a za dugoročni 0.847. Rezultati su međusobno konzistentni, iako bi razlika između godišnjeg i mesečnog mpc morala da bude pozitivna. Što se tiče ocene dugoročnog mpc, ona odslikava razliku u obuhvatnosti agregata CP i C', koja je u posmatranom periodu iznosila između 2 i 3 procenta.

M. Babić⁷² ocenjuje potrošnu funkciju za razdoblje 1959—71. Babićeva definicija raspoloživog dohotka (Y') jednaka je Y_d — transferni rashodi (premije osiguranja i ulogi kod igara na sreću) + neto podignuti krediti. Ovako definisan raspoloživi dohodak veći je od našeg Y_d , a manji od BP. Za promenljivu potrošnje Babić koristi CP i C'.

Za nas su interesantne ocene Friedmanovog modela:

$$CP = 5972.12 + 0.509189 Y' + 0.291276 CP_{-1} \quad (3.4)$$

(5.18) (6.40) (2.39)
(0.001)(0.001) (0.05)

$$R^2 = 0.9973$$

$$C' = 5187.2 + 0.543664 Y' + 0.311349 C'_{-1} \quad (3.5)$$

(3.69)(5.32) (2.16)
(0.005)(0.001) (0.10)

$$R^2 = 0.9963$$

⁷¹ Varijanta DEF modela (3.3) je izostavljena, jer mesečni mpc nije moguće izračunati, pošto ne raspoložemo prosečnim vrednostima serija (Y_{d-1}/Y_{d-1}^*) i (CP_{-1}/Y_{d-1}); s druge strane, dugoročni mpc je očito podcenjen, jer dobijamo samo 0.413. (Prema Bajtu (s.19) dugoročni mpc = 0.397, što je izračunato uz implicitnu pretpostavku da dohodak i potrošnja, na dugi rok, stagniraju te da je trendna stopa rasta $\gamma = 0$. To nije naročito realistična pretpostavka.)

Marginalne (godišnje sklonosti potrošnji su naravno 0.509 i 0.543. Ova druga vrednost slaže se sa našim rezultatom:⁷³ godišnji mpc (iz serija C' i Y_d) je 0.66. Kako je Babićev Y' veći od Y_d , njegov mpc mora biti manji.

Dugoročne mpc Babić računa pod pretpostavkom da se radi o stationarnoj privredi (trendna stopa rasta $\gamma = 0$).⁷⁴ Kako su Ball i Drake (1964, s.68) pokazali, ovakav postupak nije ispravan. Otuda pravilno izračunati dugoročni mpc iz regresija (3.4) i (3.5) iznose 0.7 i 0.766.⁷⁵ Ovaj poslednji treba uporediti sa našim dugoročnim mpc (= 0.847) iz Formulacije II. Regresije (3.4) i (3.5), kao i sve Friedmanove potrošne funkcije koje smo vihi ocenili, imaju slobodan član značajno veći od nule. Radi se i ovde očigledno o kratkoročnoj potrošnoj funkciji. Napokon, iz (3.5) možemo izračunati mpc iz permanentnog dohotka Y' $k = 0.79$: ovaj rezultat slaže se sa Bajtovim i našim, te ukoliko bi k iz permanentnog raspoloživog dohotka zaista u Jugoslaviji iznosio oko 0.85 to bi bilo u suprotnosti sa Friedmanovom hipotezom.⁷⁶

Pomenimo na kraju i potrošnu funkciju u ekonometrijskom modelu jugoslovenske privrede koji su načinili V. Franković, M. Kranjec, F. Kuzmin, P. Miović i L. Pfajfer.⁷⁷ Prema autorima (1977, s.185) najbolja

⁷² Babić M. (1975).

⁷³ Nijedna od naših regresija nije, po definiciji promenljivih, ni približno slična jednačini (3.4).

⁷⁴ To se može pokazati na sledeći način. Babić računa dugoročni mpc po formuli $\frac{B_1}{1-B_1}$. Iz Tabele 1.1 vidimo da je to specijalni slučaj formule du-

goročnog mpc kada je $\gamma = 0$. Babićev rezultat moguće je dobiti na još jedan način. Ako je potrošna funkcija $C = B_0 + B_1 Y + B_2 C_{-1}$, onda će jedinični porast Y povećati potrošnju u istom periodu za B_1 , u sledećem za $B_1 B_1$, zatim za $(B_1)^2 B_1$, itd. Suma ukupnih porasta potrošnje za jedinični (neponovljiv; "one shot") porast dohotka biće tada $\sum B_1 (B_1)^i = \frac{B_1}{1-B_1}$. Q.E.D.

⁷⁵ Izračunato za trendne stope rasta od respektivno 7% i 7.2%. (Prema podacima iz Tabele 2, s.262, kod Babića).

⁷⁶ Preostaje nam još jedan komentar o Babićevom radu. Babić ocenjuje sledeću potrošnu funkciju (ss. 266-7 i 269): $CP = B_0 + B_1 Y' + B_2 \left(\frac{Y'}{Z}\right)_{-1}$ gde su

svi simboli kako je već naznačeno sem $Z = \text{broj zaposlenih}$. Otuda $\frac{Y'}{Z} = \text{raspoloživi dohodak po zaposlenom}$. Za koeficijent B_2 Babić dobija 0.9 i smatra da ovaj rezultat ima "ekonomski smisao... promjena relativnog realnog raspoloživog dohotka iz jednog razdoblja za jednu jedinicu utjecala bi na povećanje potrošnje... za oko 0.9 jedinica u sledećem razdoblju" (s.269). Veoma je teško, ipak, videti kakav ekonomski smisao ovaj rezultat može da ima. Raspoloživi dohodak per capita može se upoređivati samo sa potrošnjom per capita. Koliko ovaj rezultat ima malo ekonomskog smisla lako je videti ako ga pokušamo tumačiti: on znači da ako raspoloživi dohodak po zaposlenom (tj. per capita) poraste za 100 dinara, onda ukupna potrošnja (sic!) treba da poraste za 90 jedinica! Bilo bi moguće, naravno, da potrošnja per capita poraste za 90 jedinica. Porast ukupne potrošnje, pri porastu raspoloživog dohotka per capita, dobićemo kao proizvod mpc. $Z \cdot \Delta(Y/Z)$.

⁷⁷ Franković V. et al. (1977).

se u ocenjivanju potrošnje netrajnih potrošnih dobara pokazala obična Keynesova funkcija apsolutnog dohotka. Franković et al. dobijaju za period 1960—72 (na bazi godišnjih podataka) sledeću regresiju:

$$CND = 13.701 + 0.5151 Y_d \quad R^2 = 0.9946$$

(19.1) (46.8)

Iznenaduje, s obzirom na funkcionalnu formu, niska vrednost marginalne sklonosti potrošnji. Naime, u slučaju kada je dohodak jedina eksplanatorna promenljiva, koeficijent regresije, a time i mpc, obično je precenjen. Tako mi, sa nešto širim agregatom potrošnje (C') i takođe raspoloživim dohotkom (Y_d) dobijamo za razdoblje 1968—78.:

$$C' = 7047.84967 + 0.82528 Y_d \quad R^2 = 0.997$$

(2.885) (57.5)

Uključivanje lagirane potrošnje smanjuje mpc za više od 20%: on pada na 0.65.

CITIRANI RADOVI

1. Babić Mate, Funkcija potrošnje Jugoslavije 1959—1971, *Ekonomist*, broj 2, 1975, ss. 255—273.
2. Bajt Aleksander, Potrošna funkcija jugoslovenske privrede, *Ekonomist*, broj 1, 1971, ss. 7—25.
3. Ball, J. R. and Pamela S. Drake, The Relationship between Aggregate Consumption and Wealth, *International Economic Review*, January 1964, ss. 63—81.
4. Brown, T. M., Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior, *Econometrica*, July 1952, ss. 355—371.
5. Duesenberry, James S., Income-Consumption Relations and Their Implications, objavljeno u *Essays in Honor of Alvin Hansen: Income, Employment, and Public Policy*, 1948, ss. 54—81.
6. Duesenberry, J. S., Otto Eckstein, and G. Fromm, A Simulation of the United States Economy in Recession, *Econometrica*, October 1960, ss. 749—810.
7. Evans, Michael K., *Macroeconomic Activity: Theory, Forecasting, and Control*, 1969, Harper & Row, New York.
8. Franković V., Kranjec, F. Kuzmin, P. Miović, i L. Pfajfer, Ekonometrijski model jugoslovenskega gospodarstva, *Ekonomika analiza*, broj 3—4, 1977, ss. 172—201.
9. Friedman, Milton, *A Theory of the Consumption Function*, 1957, Princeton University Press for NBER, Princeton.
10. Gujarati, Damodar, *Basic Econometrics*, 1978, McGraw-Hill, New York.
11. Johnston, J., *Econometric Methods*, 1972 (drugo izdanje), McGraw-Hill, New York.
12. Kmenta, Jan, *Elements of Econometrics*, 1971, Macmillan Publishing Co., New York.

Primljeno: 12. 4. 1981.
Prihvaćeno: 20. 6. 1981.

YEARLY CONSUMPTION FUNCTIONS FOR YUGOSLAVIA 1952—1978

Branko MILANOVIĆ

Summary

In estimating the yearly consumption functions for Yugoslavia three different models of the consumption function (Friedman's, Evans', and the DEF model) were used, each with four alternative specifications of consumption and income variables.

In the first specification consumption is approximated by total expenditures on durable and non-durable consumption goods, CP, and income by the net material product X. In accordance with the Yugoslav national accounts methodology, CP excludes expenditures on "non-productive services", that is on services which are not embodied in some physical commodity, such as banking and insurance companies' services, expenditures on theater tickets, beauty services and so forth. The results are presented in Table 1.

(period 1954—78)	constant (t)	income term (t)	lagged consum. term (t)	R ² (F)	d SE	mpc/yearly long-run
Friedman	2694.6 (3.82)	0.370 (8.08)	0.317 (3.53)	0.999 (12212.3)	1.982 1410.1	0.370 0.527
Evans	0.411	-0.167 (-3.93)	0.278 (1.44)	0.429 (7.889)	1.194 (0.012)	0.397 0.553
DEF	0.261	0.207 (4.31)	0.177 (1.02)	0.476 (9.598)	1.108 (0.011)	0.359 0.552

Table 1

Friedman's model displays a statistically significant constant term. This may be explained by the relatively short span of time covered by the equation, or by a change in some other factor which is implicitly (in derivation of the model) assumed to be constant. The Ball-Drake hypothesis about the sum of coefficients is rejected here as well as in all subsequent specifications. About 70% of the adjustment to higher income takes place in the first year of income increase. The Evans and the DEF model yield generally similar results. All signs are as expected:

CP

the acceleration of income growth produces a decline in the $\frac{\text{CP}}{X}$ ratio.

The low long-run mpc is both the consequence of a relatively high investment/net material product ratio which is characteristic of

Yugoslav economy and of the exclusion of "non-productive services" from the sphere of consumption.

The second specification of the variables should remedy these deficiencies. Consumption (C) is now defined to include expenditures on all goods and services. Net material product is replaced by disposable income (Y_d). The results are presented in Table 2.

(period 1958—78)	constant (t)	income term (t)	lagged consum. term (t)	R ² (F)	d SE	mpc:yearly long-run
Friedman	5638.901 (2.75)	0.650 (8.83)	0.225 (2.41)	0.998 (2542.37)	1.628 1363.2	0.650 0.824
Evans	0.227	-0.202 (-2.8)	0.751 (5.35)	0.795 (15.55)	2.568 0.008	0.676 0.858
DEF	0.007	0.224 (2.78)	0.746 (5.31)	0.794 (15.4)	2.582 0.008	0.654 0.858

Table 2

The constant in the permanent income hypothesis is again significant. Note, however, that the period covered by the regression is only 11 years. Past years' incomes exert little influence on this year's consumption: the constant of geometrical progression in Friedman's model is 0.225. Friedman's k (marginal propensity to consume out of permanent disposable income) is 0.839. The hypothesis that $k = 1$ is rejected.

Mpc's are, as expected, significantly higher than in the previous specification of the variables. The long-run marginal (and average) propensity to save out of Y_d is about 0.15, which is in accordance with results reported in other studies. About 4/5 of the adjustment to increased income seems to occur within one year.

The results obtained in the third and fourth specification are much less satisfactory. Consumption spending (either total or on non-durables only) was related here to *financial*, and not to national-income accounting aggregates.¹ The causal link between the two seems to be rather precarious. The lagged consumption variable uniformly appears as the most significant explanatory variable. Estimates of total mpc and mpc for non durable goods are not always mutually consistent.

¹ The financial aggregate, gross household revenue (BP) is equal to Y_d plus total imputed consumption credits plus total withdrawals from saving deposits. BP accordingly includes not only receipts from present income, but also receipts which originate from a reduction of the net wealth position of the population and even some receipts which arise as a consequence of double counting (e.g. net wage appears once as such — i.e. as disposable income — while a part of it which is saved now, and withdrawn within the same year as a saving deposit or as a loan will be counted again).

In the second section of the paper we examined the time sensitivity of the results. The period 1954—78 was divided into two sub-periods: 1954—65 and 1966—78. The breaking point was chosen because it not only divides the original series into two portions with the same but one number of observations, but also because 1965 was the year of the Economic Reform which gave greater scope to the free play of market forces. The Post-1965 period is sufficiently different from the previous period to warrant such a partition of its own.

No change in any of the estimated coefficients of the three models was found to be statistically significant. In contrast, however, only one out of the three consumption functions (Friedman's) exhibited sufficient stability as a whole to pass the Chow test. Consequently, the break in the series appears to affect the ratio between consumption and net material product, rather than the relation between their absolute levels. Marginal propensities to consume for the first and the second period do not show much difference: mpc's differ, on the average, by less than 3 percent. (For example, the estimated long-run mpc is 0.553 for the pre-Reform period, 0.54 for the post-Reform period, and 0.544 for the entire 1954—78 period.)

It was noted above that the constant term in the permanent income hypothesis was consistently greater than zero. This contradicts Friedman's contention about its long-run value. Since we could not increase the number of observation, as the first available datum is for 1952, an alternative procedure to determine whether the constant term is really different from zero consisted in the explicit introduction of another variable (normally assumed to be parametrically given). The effect presently captured by the constant may thus — if the variable has some influence on consumption — be eliminated. Two such variables were separately tried: the coefficient of personal income distribution inequality and the ratio of active to total population. The increase of either of the variables should reduce the mpc. Their introduction in Friedman's model (with the first and second specification) leads to the same results: income and lagged consumption terms change very little whereas the constant term ceases to be significantly different from zero. This seems to confirm the Hypothesis that the existence of a positive constant may be due to an incomplete specification of the consumption function.

Table 3 gives the relation between the estimated yearly and the long-run mpc's (calculated as the mean of the three mpc's from different consumption functions) and the actual consumption/income ratio for the corresponding period.

Specification	yearly mpc	long-run mpc	actual C/Y
CP and X	0.38	0.54	0.56
C' and Y _d	0.66	0.85	0.85

Table 3

In the last section these results are contrasted with results reported in other works on the consumption function in Yugoslavia. The results are generally consistent. The long-run *mpc* out of disposable income is about 0.85, and the yearly *mpc* varies between 0.65 and 0.7. The importance of past incomes declines at a rate somewhat greater than 0.2. A one percent acceleration of growth of disposable income lowers the consumption/income ratio by approximately 0.2 percentage points. Finally, the marginal propensity to consume out of permanent disposable income is consistently less than one: estimates of Friedman's *k* range from 0.84 to 0.88.

EMPIRIJSKA ANALIZA TRŽIŠTA PILEČEG MESA U JUGOSLAVIJI*

Marko KRANJEC**

1. UVOD

Namjera predložene analize bila je višestruka. Kao glavni razlog, koji je naveo autora da uopće počinje razmišljati o problemu bile su povremene nestašice mesa na našem tržištu, koje kao da postaju sve akutnije. U takvoj se situaciji samo nameće pitanje: zašto nema mesa, odnosno zašto neke vrste mesa ima, a drugih nema. I dalje: da li na tom tržištu uopće postoji neka ekonomska logika ili smo došli u situaciju da svako nameće svoju volju. Za nestručnjaka se onda postavlja i pitanje: kako uopšte funkcionira naše tržište poljoprivrednih proizvoda, i specifično, kako funkcionira tržište mesa. Razvijajući dalje ova pitanja ustanovilo se da odjednom na sva ta pitanja nije moguće dati odgovor. Svaki segment traži svoju analizu, koji je moguće izraditi u dužem vremenskom periodu i u timskom radu. No bez obzira na to, moguće je doći do korisnih saznanja i u parcijalnom pristupu, pa ta saznanja onda upotrebiti u budućem radu na tom području.

Empirijskih proučavanja tržišta uopšte, a specifičnih napose, u našoj ekonomskoj nauci ima dosta malo. Razlozi mogu da budu različiti. Sa jedne strane, tržište u našoj privredi nije nikada igralo onu ulogu koju ono ima u razvijenim kapitalističkim privredama. Tom konstatacijom naravno ne želimo ulaziti u teoretske implikacije o preimućtvima i defektima tržišta. Sve što ovim želimo kazati jeste, da tržište kod nas, nikada i na nijednom segmentu nije delovalo potpuno nesputano, tako reći udžbenički jednostavno. No, bez obzira na to, ne može se negirati postojanje tržišnih fenomena i snaga. Decentralizirana ponuda i potražnja, cena, i uopšte novčana privreda, impliciraju tržišni mehanizam pa konsekvantno tome dozvoljavaju i analizu tržišnih snaga i zakonitosti.

* Želim zahvaliti kolegama mag. Francu Kuzminu i dr. Lovru Pfajfaru, sa kojima sam više puta diskutirao o problemima obrađivanim u ovom radu i koji su mi dali više korisnih sugestija. Svi nedostaci su naravno isključivo vlasništvo autora.

** Autor je istraživački savetnik u Institutu za ekonomska raziskovanja u Ljubljani. Referat podnet na II. kongresu o hrani, koji se održao od 10.-12. decembra 1980 u Novom Sadu.