

INFLACIJA I LIČNI DOHOCI

— analiza uzročnosti —

Zlatko KOVACIĆ*

1. UVOD

Glavna je svrha ovog članka da izloži osnovne rezultate empirijskog istraživanja o uzročnoj povezanosti porasta cena i ličnih dohoda u Jugoslaviji u periodu od 1965. do 1984. godine. Želimo proveriti postoji li statistička potvrda hipoteze da je u izvesnom intervalu gornjeg perioda ta veza uglavnom bila jednosmerna, odn. od porasta ličnih dohoda ka porastu cena.¹ Međutim, kao što s pravom navodi Mehra [14, s. 1227], ima puno ekonomskog opravdanja govoriti o uzajamnom uticaju nađnica i cena. Kako nađnice, kao troškovi poslovanja, ulaze u cenu proizvoda, to može imati uticaja na indeks potrošačkih cena, ali važi li obratno da nađnice zavise od očekivanih cena koje se racionalno formiraju na osnovu prošlih vrednosti cena i nađnica, što sve govori u prilog tezi o postojanju povratnog dejstva prve na drugu varijablu.

Zato smo, za razliku od metodologije koja je do sada korišćena u istraživanju navedenog fenomena, ovde primenili relativno novi pristup utvrđivanju uzročne povezanosti između razmatranih pojava zasnovan na definiciji uzročnosti koju je dao Granger [7].

Kako je u domaćoj literaturi malo radova² koji istražuju uzročnu povezanost ekonomskih pojava korišćenjem koncepta uzročnosti u Grangerovom smislu, to će se u drugom delu izložiti definicija uzročnosti i testovi uzročnosti koji su korišćeni u empirijskom istraživanju.

Sa stanovišta vođenja adekvatne antiinflacione politike bilo bi poželjno izvršiti dekompoziciju mere koja ukazuje na postojanje uzročne povezanosti između ispitivanih varijabli na taj način da dobijemo pokazatelje uzročne povezanosti od prve ika drugoj varijabli kao i ob-

* Ekonomski fakultet, Beograd.

¹ Ovde ćemo navesti samo neke od domaćih autora koji su postavili, ekonometrijski testirali i usvojili navedenu hipotezu za poslereformski period: A. Bajt [1], B. Horvat [11], S. Jović [12], J. Mencinger [15] i S. Popov i M. Jovičić [19].

² Videti: D. Čepar, E. Kocuvan i M. Voljč [4] i Z. Rogić [20].

ratno, a takođe i pokazatelj trenutne uzročne povezanosti.³ Upravo takvoj jednoj meri je posvećen kraj drugog dela ovog rada a predložio ju je Geweke [6].

Empirijsko testiranje uzročnosti zasnovano je na podacima koje publikuje Savezni zavod za statistiku u *Indeksu*. Korišćeni su sledeći podaci na osnovu kojih smo formirali odgovarajuće varijable potrebne za analizu:

indeks nominalnih primanja — ukupno,
indeks cena na malo,
indeks troškova života.

Na osnovu mesečnih podataka formirali smo kvantalne (aritmetička sredina mesečnih podataka), a zatim smo ih preračunali na lančane indekse, pri čemu je prethodni kvantalan bazni kvantalan. Time smo dobili kvantalne lančane indekse, odn. kvantalne stope rasta + 100. U daljem tekstu kratkoće radi kvantalni lančani indeks nominalnih primanja zvaćemo stopa rasta ličnih dohodaka i označavati sa sW , kvantalni lančani indeks cena na malo zvaćemo stopa rasta cena (sP), kvantalni lančani indeks troškova života koristićemo kao alternativnu varijablu za merenje porasta cena i zvaćemo stopa rasta troškova života (sP^*).⁴

U analizi smo na osnovu izdanja zvanične statistike uspeli da formiramo relativno konzistentne serije⁵ u periodu od 1962(1) do 1984(6) godine (u zagradi je dat redni broj meseca). Na osnovu tih mesečnih serija prema navedenoj proceduri formirane su varijable sa kojima se efektivno vršila analiza.

Rezultati prezentirani u trećem delu odnose se na tri perioda. Naime, analiza uzročnosti (odgovarajući testovi kao i Gewekeova mera linearne uzročnosti) je sprovedena u periodu od 1965/II (drugi kvartal) do 1984/II godine kao i u podperiodima: od 1965/II do 1972/IV godine (prvi podperiod) i od 1973/I do 1984/II godine (drugi podperiod).

Ovakva periodizacija je uzeta s obzirom na prethodna istraživanja⁶ fundamentalnih uzroka inflacije, kada je utvrđeno da je u prvom podperiodu dominantni tip inflacije bila inflacija troškova, odn. u tom periodu je osnovni smer uzročne veze bio od porasta ličnih do-

³ Ako koristimo vremenske serije na nekom nivou agregiranosti (mesečno, kvartalnom i sl.), onda ima smisla govoriti o trenutnoj uzročnoj povezanosti jer uzročnost koja bi bila utvrđena kao uzročnost u jednom smeru pri korišćenju dnevničkih ili nedeljnih podataka na višem nivou agregiranosti serije iskazuje se kao trenutna.

⁴ Iako se može pokazati da u regresiji gde su varijable transformisane tako da je svim observacijama svake od varijabli dodata neka konstanta (kod nas 100) ocena regresionih koeficijenata ostaje ista kao u modelu sa originalnim varijablama, s tim što se menja samo ocena slobodnog člana regresije. Ovo napominjemo zbog kasnije analize gde se regresioni metod primenjuje na kvantalne lančane indekse, a u obrazloženju rezultata se govori o stopama rasta odnosnih varijabli.

⁵ Na žalost, pri formiranju ovih serija različiti brojevi *Indeksa* ponekad su davali različite vrednosti za isti mesec. U tom slučaju opredelili smo se za vrednosti koje su dobijene na osnovu *Indeksa* koji su dočnije izašli iz štampe.

⁶ Videti npr.: S. Jović [12, ss. 149 i 162].

podataka ka porastu cena, a u drugom podperiodu ponast ličnih dohodaka nije više dominantni uzrok inflacije, već se može govoriti o mešovitom karakteru inflacije.

Na kraju rada slede neka zaključna razmatranja.

2. DEFINICIJA I TESTOVI UZROČNOSTI

U ovom delu rada ukratko ćemo izložiti osnovne pojmove i definicije vezane za empirijsko testiranje uzročnosti ne ulazeći u suptilnija razmatranja različitih koncepta uzročnosti koji se mogu sresti u ekonometrijskoj literaturi.⁷

2.1. Definicija uzročnosti

Bazirajući se na radu Wenera Granger polazi od sledeća dva zahteva koja moraju biti ispunjena da bi definisao svoj koncept uzročnosti:⁸

(i) *Budući događaji ne mogu uzrokovati prošle. Prava uzročnost postoji samo kada prošli događaji utiču na tekuće ili buduće stanje.*

(ii) *Ima smisla govoriti o uzročnosti samo za klasu stohastičkih sistema.*

Neka je dat skup U koji uključuje celokupnu prošlu i tekuću informaciju. Označimo sa U^* isti skup ali koji sadrži samo prošlu informaciju. Sa X označimo sve prošle i tekuću vrednost varijable x , odn. $X = \{x_t, \tau \leq t\}$ i neka je X^* skup samo prošlih vrednosti varijable x , odn. $X^* = \{x_t, \tau < t\}$. Slično definišemo Y i Y^* . Uslovnu funkciju rasporeda od A za dato B označavamo sa $P(A/B)$. Kažemo da x ne uzrokuje y ako važi jednakost uslovnih funkcija rasporeda

$$P(y_{t+1}/U) = P(y_{t+1}/U - X).^9 \quad (1)$$

Znači da se oblik funkcije rasporeda ne menja ukoliko isključimo iz raspoložive informacije sve prošle i tekuću vrednost varijable x . Ako dođe do promene uslovne funkcije rasporeda, kažemo da x uzrokuje y u Grangerovom smislu. Ukoliko x i y zamene mesta tada razmatramo da li postoji uzročna veza od y ka x .

⁷ Najbolji pregled filozofskog shvatanja i definisanja uzročnosti u ekonometrijskom kontekstu kao i kritički prikaz važnijih shvatanja uzročnosti autora kao što su: Simon, Strotz, Wold, Basman i Granger dat je u Zellnerovom radu [26].

⁸ Prema Granger i Newbold [8, ss. 224—25].

⁹ U svom radu iz 1969. godine Granger na nešto drugačiji način definiše uzročnost što ćemo pri operacionalizaciji i mi koristiti. U njegovim kasnijim radovima uzročnost je definisana kao što smo i naveli (videti npr.: Granger i Newbold [8, s. 225]).

O povratnoj uzročnoj vezi govorimo ako istovremeno x uzrokuje y i y uzrokuje x . Kao što smo napomenuli u uvodnom delu, u ovom kontekstu možemo govoriti i o trenutnoj uzročnosti što je posledica korišćenja vremenskih serija na nekom nivou agregiranosti, dok se uzročna veza među varijablama realizuje u kraćem vremenskom intervalu, mo u tom slučaju ne možemo odrediti smer uzročnosti. Ovo možemo razumeti u sledećem smislu: x uzrokuje y , ali se ovaj smer uzročne veze ne može utvrditi pošto se promena desila u manjoj vremenskoj jedinici u odnosu na interval u kome beležimo vrednosti varijabli, pa se stiče utisak da su promene x praćene trenutnim promenama y . Reč trenutno ovde shvatamo relativno u odnosu na vremenski interval u kome registrujemo vrednosti varijabli. Ako analizu vršimo sa mesečnim serijama onda trenutna uzročnost znači da su posmatrane varijable u uzročnoj vezi i da se promena odigrala u toku jednog dana ili nedelje, ali ne znamo u kom smeru. Kao što je pokazao Wei [25, s. 318] izbor dužine intervala u kome ćemo snimati vrednosti varijabli ne utiče na smer uzročnosti, ali može znatno oslabiti jačinu te veze.

Osnovna zamanka koja se može uputiti gornjoj definiciji je sa stanovišta mogućnosti njene operacionalizacije.¹⁰ Granger stoga suštinski skup U (celokupna raspoloživa informacija) skupom celokupne relevantne informacije,¹¹ da bi u praktičnoj primeni skup U obuhvatio samo dve varijable x i y . S druge strane u konkretnom istraživanju skoro nikad nam nije poznat izraz za uslovnu funkciju rasporeda koja figuriše u definiciji uzročnosti, ali kao što je to uobičajeno u statistici, o nekoj slučajnoj veličini sudimo najčešće ne na osnovu njene funkcije rasporeda nego njenih momenata (aritmetička sredina, varijansa i dr.).

Ako se uzmu u obzir navedene primedbe na gornju definiciju uzročnosti tada možemo, konstatujući najbolje linearno predviđanje¹² y^p , dati sledeću definiciju uzročnosti:

Kažemo da x uzrokuje y ako je

$$S KG (y^p/U^*) < S KG (y^p/U^* - X^*) \quad (2)$$

odn. predviđanje ima manju srednjekvadratnu grešku ako je zasnovano na celokupnoj prošloj informaciji (skup U sada uključuje samo dve varijable: x i y) nego ono koje je zasnovano na delimičnoj informaciji (po isključenju varijable x). Ako istovremeno važi

¹⁰ Ozbiljnu kritiku definicije uzročnosti (iz 1969. godine) daje Zellner [26, ss. 30—35]. Ukratko, neke od tih primedbi su sledeće: neoperativnost, izostavljanje ekonomskih zakona, eliminisanje nestohastičkih varijabli, eliminisanje nelinearnih formi uzročnosti itd.

¹¹ Pri tome na istraživaču ostaje da razluči šta je relevantno u ispitivanju nekog ekonomskog fenomena i u skladu sa apriornim saznanjima, odn. ekonomskim zakonitostima izdvoji varijable koje će uključiti u analizu uzročnosti.

¹² Linearno nepristrasno predviđanje dobijemo metodom najmanjih kvadrata sa najmanjom varijansom kako definiše Granger, odn. najmanjom srednjekvadratnom greškom (SKG) kao što navode Pierce i Haugh [18, s. 267].

$$S\text{KG}(x^p/U^*) < S\text{KG}(x^p/U^* - Y^*) \quad (3)$$

gde je x^p analogno konstruisano kao i y^p , kažemo da postoji povratna uzročna veza. Napokon, ako je

$$S\text{KG}(y^p/U) < S\text{KG}(y^p/U - X) \quad (4)$$

kažemo da između x i y postoji trenutna uzročna veza.

Znači da se uzročnost u Grangerovom smislu može razumeti kao mogućnost predviđanja: varijabla x uzrokuje y u okviru datog skupa U ako bolje predviđamo y korišćenjem celokupne informacije nego što to radimo po isključenju varijable x iz skupa U .

2.2 Testovi uzročnosti

Navedena definicija uzročnosti u Grangerovom smislu zasnovana je na skupu U koji uključuje samo dve varijable: x i y ,¹³ a na osnovu nje u empirijskim istraživanjima korišćeni su sledeći testovi uzročnosti: direktni Grangerov test, Simsov test, modifikovani Simsov test i Haugh-Pierceov test.¹⁴

U radu smo se opredelili za primenu direktnog Grangerovog i modifikovanog Simsovog testa zbog dva osnovna razloga.

- 1) Mada je Simsov test od pristalica monetarističke škole najekstenzivnije korišćen pri utvrđivanju postojanja i smera uzročne veze između količine novca u opticaju i dohotka, ovaj test je davao kontradiktorne zaključke čak i na istom skupu podataka. To je uzrokovano velikom osetljivošću Simsovog testa na pripremnu fazu kada se razmatrane serije podvrgavaju filtriranju, tj. eliminisanju determinističke komponente u cilju smanjenja ili otklanjanja autokorelacije reziduala.¹⁵ U svom radu [22] Sims pokazuje da su njegova i Grangerova definicija ekvivalentne. Do listog rezultata dolazi i Chamberlain [2] ali uz ograničenje da taj rezultat vredi samo u slučaju linearnog predviđanja, a ukoliko koristimo koncept uslovne nezavisnosti ova ekvivalentnost više ne važi.¹⁶ No, i u tom slučaju Grangerova i modifikovana Simsova definicija, koja implicira odgo-

¹³ Uopštenje Grangerove definicije na višedimenzionalni slučaj dao je Tjøstheim [24].

¹⁴ Za navedene testove konsultovati sledeće reference:

a) direktni Grangerov test — Sargent [21],

b) Simsov test — Sims [22],

c) modifikovani Simsov test — Geweke J., R. Meese, i W. T. Dent: "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence", University of Wisconsin — Madison, Social Systems Research Institute Workshop Series No. 7928, 1979 (navedeno prema Chamberlainu [2]);

d) Haugh-Pierceov test — Haugh [10], Pierce [16] i Pierce i Haugh [18].

¹⁵ Videti Feige i Pearce [5], posebno njihova zaključna razmatranja.

¹⁶ Može se povući neka analogija sa statističkom nezavisnošću i nekoreliranošću dve slučajne promenljive.

- varajući, test su ekvivalentne. Haugh-Pierceov test sa svoje strane, pored toga što se u pripremnoj fazi moraju specifikovati ARMA modeli za obe serije (složena iterativna procedura), pristrasan je za ona koja multu hipotezu osim odsustva uzročnosti među varijablama.¹⁷
- 2) Komparativne Monte Carlo studije¹⁸ osobina testova uzročnosti ukazuju da u situaciji koje su relevantne za ekonomske vremenske serije izvesnu prednost možemo dati Grangerovom i modifikovanom Simsovom testu. Često se Grangerov test koristi za proveru rezultata dobijenih Simsovim ili modifikovanim Simsovim testom¹⁹ jer se pokazalo da je on manje osetljiv na napuštanje osnovnih pretpostavki korišćenih u njegovom konstruisanju.

2.2.1 Direktni Grangerov test

Pretpostavimo da je (x_t, y_t) združeni stohastički proces, linearan i stacioniran u širem smislu (ukoliko pretpostavka stacionarnosti ne važi za naše podatke tada ih na adekvatan način transformišemo).

Možemo dati AR (AutoRegressive) reprezentaciju stohastičkog procesa

$$\phi(D) \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t \end{bmatrix} \quad (5)$$

gde je $\phi(D)$ matrica (2×2) polinoma konačnog stepena po operatoru doonje D ($D^k x_t = x_{t-k}$), a $(\varepsilon_t, \omega_t)$ je združeni "beli šum", odnosno

$$(I - \phi_1 D - \dots - \phi_K D^K) \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t \end{bmatrix} \quad (6)$$

Kako je $\phi_i = \begin{bmatrix} \Phi_{11,i} & \Phi_{12,i} \\ \Phi_{21,i} & \Phi_{22,i} \end{bmatrix}$, to možemo (6) pisati kao

$$\begin{bmatrix} \phi_{11}(D) & \phi_{12}(D) \\ \phi_{21}(D) & \phi_{22}(D) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t \end{bmatrix} \quad (7)$$

Pošto je $\phi_0 = I$, to su prvi članovi polinoma $\phi_{11}(D)$ i $\phi_{22}(D)$ jednaki jediniici, a prvi članovi polinoma $\phi_{12}(D)$ i $\phi_{21}(D)$ jednaki nuli.

Jednačinu (7) možemo pisati

¹⁷ Videti Simsov komentar [23] članka Piercea [16].

¹⁸ Videti: Guilkey i Salemi [9].

¹⁹ Videti npr.: Mehra [14] i Colclough i Lange [3].

²⁰ Granger ovde uzima da je AR proces beskonačan. Ako je AR proces stacionaran tada elementi matrice ϕ_i opadaju ka nuli kada i teži beskonačnosti pa možemo za praktične potrebe raditi sa konačnim AR procesom. U empirijskom istraživanju, pri radu sa konačnim skupom podataka, ukoliko misimo nametnuti ograničenje na elemente matrice, uvek radimo sa konačnim AR procesom.

$$\phi_{11}(D)y_t + \phi_{12}(D)x_t = \varepsilon_t \quad (8a)$$

$$\phi_{21}(D)y_t + \phi_{22}(D)x_t = \omega_t \quad (8b)$$

Sledi da je prema (8a) y_t linearna kombinacija prošlih vrednosti x i y . Granger [7, s. 436] ukazuje na vezu svog koncepta uzročnosti i elemenata matrice $\phi(D)$. Ako je $\phi_{12}(D) = 0$, kažemo da x ne uzrokuje y . Eksplicitno napišimo tu linearnu kombinaciju na osnovu (8a) pa ćemo dobiti sledeći regresioni model

$$y_t = \sum_{i=1}^K \phi_{11,i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^K \phi_{12,i} x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Ako metodom običnih najmanjih kvadrata ocenimo ovaj model, možemo testirati hipotezu da x ne uzrokuje y prema alternativnoj hipotezi o postojanju jednosmerné uzročne veze od x ka y . Osnovu testa čini F — statistika kojom testiramo istovremenu značajnost regresionih koeficijenata uz varijablu x s docnjom.

Slično možemo pisati model na osnovu koga bismo testirali hipotezu da y ne uzrokuje x , prema alternativnoj hipotezi da y uzrokuje x polazeći od jednačine (8b) ili jednostavno u jednačini (9) varijablu x i y zamenimo mesta.

Kod ovog testa mora se obratiti pažnja pri izboru maksimalne dužine docnje (veličina K) zbog poznatog efekta izostavljanja irrelevantnog regresora (pristrasnost regresionih ocena).

2.2.2 Modifikovani Simsov test

Za združeni stohastički proces (x_t, y_t) što smo ga definisali kod direktnog Grangerovog testa možemo dati MA (Moving Average — pokretne sredine) reprezentaciju:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \theta(D) \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t \end{bmatrix} \quad (10)$$

gde je $\theta(D)$ matrica (2 x 2) polinoma beskonačnog stepena po operatoru docnje D . Slično jednačini (7) možemo (10) pisati kao

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}(D) & \theta_{12}(D) \\ \theta_{21}(D) & \theta_{22}(D) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t \end{bmatrix} \quad (11)$$

Ako pretpostavimo da je $\theta_0 = I$ (I — jedinična matrica) i da x ne uzrokuje y , tj. $\theta_{12}(D) = 0$, jednačinu (11) možemo izraziti kao

$$y_t = \theta_{11}(D) \varepsilon_t \quad (12a)$$

$$x_t = \theta_{21}(D) \varepsilon_t + \theta_{22}(D) \omega_t \quad (12b)$$

Ako ε_t iz jednačine (12a) smenimo u jednačini (12b) dobijamo

$$x_t = \theta_{21}(D) \theta^{-1}(D) y_t + \theta_{22}(D) \omega_t \quad (13)$$

Na osnovu druge teoreme Sims [22] konstruiše test uzročnosti na sledeći način. Jednačina (13) izražava x_t kao kombinaciju prošlih i tekuće vrednosti y . Samo u slučaju da x ne uzrokuje y , dodavanje budućih vrednosti varijable y ne bi doprinelo smanjenju greške predviđanja varijable x .

Eksplisicito napisan model za ocenjivanje je

$$x_t = \sum_{i=-L}^M \alpha_i y_{t-i} + \eta_t \quad (14)$$

Testiranje hipoteze da x ne uzrokuje y u Grangerovom smislu prema alternativnoj hipotezi o postojanju jednosmeme uzročne veze od x ka y baziramo na F — statistici kojom testiramo istovremenu značajnost regresionih koeficijenata (α_i) uz buduće vrednosti varijable y . Za razliku od modela (9) gde je greška jednačine ε_t zadovoljavala pretpostavke klasičnog regresionog modela, pa je metod najmanjih kvadrata davao statistički optimalne ocene, greška jednačine (14) η_t ne ispunjava te pretpostavke, što je vidljivo iz jednačine (13):

$$\eta_t = \theta_{22}(D) \omega_t \quad (15)$$

Primena metoda običnih najmanjih kvadrata na model (14) dala bi neefikasne ocene. Upravo zbog toga Geweke i dr. su predložili sledeću modifikaciju Simsove metode. Ako model (14) izrazimo koničnim operatora docnje D (do bićemo da je

$$x_t = \Psi(D) y_t + \Omega^{-1}(D) \omega_t \quad (16)$$

Množeći (16) polinomom $\Omega(D)$ dobijamo

$$\Omega(D) x_t = \Omega(D) \Psi(D) y_t + \omega_t \quad (17)$$

Znači da je model za ocenjivanje

$$x_t = \sum_{i=-L}^M \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{t-j} + \omega_t \quad (18)$$

Za razliku od modela (14) ovde je dodato i N vrednosti varijable x s docnjom da bi greška jednačine ispunila pretpostavke klasičnog

²² Prelazeći sa jednačine (13) na model za ocenjivanje (14) dodato je još jedno ograničenje. Zbog rada sa vremenskim serijama konačne dužine sumiranje u izrazu (14) ne vršimo od $-\infty$ do $+\infty$ kao što stoji u osnovnom modelu.

regresionog modela. Kao ti kod Simsovog testa, hipotezu o odsustvu uzročne veze od x ka y , prema alternativnoj hipotezi o jednosmernoj uzročnoj vezi od x ka y , testiramo ispitujući statističku značajnost svih koeficijenata uz buduće vrednosti varijable y .

2.2.3 Gewekeova mera linearne zavisnosti

U uvodnom delu rada iskazali smo interes za dekompozicijom mere linearne zavisnosti između vremenskih serija. Pored mere intenziteta zavisnosti korisnu, informaciju bi nam pružila mera, odn. test koji bi ukazao koji smer uzročnosti između dve varijable je dominantan. Jednu takvu meru predložio je Geweke [6]. Izvođenje mere linearne zavisnosti je zasnovano na AR i MA reprezentaciji stohastičkog procesa (x_t, y_t) kao što je dato izrazima (7) i (11).

Modeli za ocenjivanje po metodu običnih najmanjih kvadrata su:

$$x_t = \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} x_{t-i} + u_{1t} \quad (19)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + u_{2t} \quad (20)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^p \beta_{1i} y_{t-i} + u_{3t} \quad (21)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^p \beta_{2i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i x_{t-i} + u_{4t} \quad (22)$$

gde je u_{jt} »beli šum« sa aritmetičkom sredinom jednakaom nuli i varijansom σ_j^2 ($j = 1, 2, 3, 4$). Mera linearne zavisnosti je

$$\hat{F}_{x,y} = \hat{F}_{x \rightarrow y} + \hat{F}_{y \rightarrow x} + \hat{F}_{x \cdot y}^{22} \quad \text{gde je} \quad (23)$$

$$\hat{F}_{x \rightarrow y} = \ln(\sigma_3^2 / \sigma_2^2) \quad (24)$$

mera linearne uzročnosti od x ka y ²³

$$y \rightarrow x = \ln(\sigma_1^2 / \sigma_2^2) \quad (25)$$

mera linearne uzročnosti od y ka x ,

²³ Geweke prvo definiše meru F , a zatim daje odgovarajuću ocenjenu vrednost \hat{F} . Konačnoce radi ovde dajemo samo ocenjene vrednosti.

²⁴ Konistimo izraz linearne uzročnost umesto linearne povratno dejstvo kako je predložio Geweke, jer je povratna veza svojstvo koje postoji između dve varijable i simetrična je relacija.

$$\hat{F}_{x,y} = \ln (\sigma_2^2 \sigma_4^2 / (\sigma_2^2 \sigma_4^2 - \sigma_{24}^2)) \quad (26)$$

mera trenutne linearne zavisnosti x i y ,
gde je σ_{24} kovarijansa reziduala modela (20) i (22).

Geveke je ovu meru definisao za vektorske procese i pokazao je da poseduje više poželjnih svojstava od kojih ćemo navesti nekoliko zbog kasnije interpretacije rezultata:

1. $F_{x \rightarrow y} = 0$ ako je $\sigma_3^2 = \sigma_4^2$ što je u slučaju da x ne uzrokuje y (tada su svi koeficijenti δ_i u izrazu (22) jednaki nuli).

2. Interval definisanosti je od 0 do $+\infty$.²⁴

3. Veličina $\exp(-F_{x \rightarrow y})$ može se interpretirati kao smanjivanje ukupne varijanse predviđanja y koje se postiže konišćenjem prošlih vrednosti x pored prošlih vrednosti y .

4. Ukoliko (x_t, y_t) ima dvodimenzionalni normalni raspored $n\hat{F}_{x \rightarrow y}$ (n — dužina serije) ima asimptotski χ^2 — raspored sa p stepena slobode, ako je tačna nulta hipoteza da je $F_{x \rightarrow y} = 0$, čime je omogućeno testiranje značajnosti uzročne veze varijabli x i y .²⁵

Slično važi i za ostale mere linearne uzročnosti.

3. REZULTATI ANALIZE

Pretpostavka je svakog od testova uzročnosti da su vremenske serije stacionarne u širem smislu.²⁶ Regresione modele (9) i (18), koji čine osnovu dva testa uzročnosti, proširili smo konstantom, linearnim trendom i tima sezonskim varijablama. Kako smo radili sa kvartalnim serijama opredelili smo se za maksimalnu dužinu docnje od šest kvartala ($K = 6$ u modelu (9), $M = 6$ u modelu (18)). Kod modifikovanog Simsovog testa je uzeto da je $N = L = 4$. Za ove vrednosti ismo se odlučili na osnovu dužine vremenskih serija sa kojima smo radili, kao

²⁴ Kako je naveo Pierce [17] može se uspostaviti veza između koeficijenta determinacije (R^2) i svake od mera F

$$R^2 = 1 - \exp(-F) \quad (27)$$

tako da možemo porediti različite uzročne veze jer je R^2 definisano u intervalu od 0 do 1.

²⁵ $n\hat{F}_{y \rightarrow x}$ ima asimptotski χ^2 — raspored sa p stepena slobode (ako je tačna hipoteza $F_{y \rightarrow x} = 0$), $n\hat{F}_{x,y}$ ima asimptotski χ^2 raspored sa 1 stepenom slobode (ako je tačna hipoteza $F_{x,y} = 0$) i $n\hat{F}_{x,y}$ ima asimptotski χ^2 — raspored sa $2p + 1$ stepenom slobode (ako je tačna hipoteza $F_{x,y} = 0$).

²⁶ Stacionarnost u širem smislu podrazumeva da serija tokom vremena ne menja svoj nivo (odsustvo trenda) i varijabilitet (varijansa je konstantna).

i na osnovu dosadašnjih istraživanja uzročnosti gde se pokazalo da testovi imaju zadovoljavajuću jačinu uz ove parametre, tako su u pitanju kvartalne ekonomske serije sa privrednim ciklusima približne dužine od dvanaest kvantala.

Kako su dobijeni rezultati direktnog Grangerovog i modifikovanog Simsovog testa dali identične rezultate (čak su i F — vrednosti za testiranje hipoteze o postojanju uzročnosti numerički približno jednake) to ćemo u ovom delu izložiti rezultate dobijene modifikovanim Simsovim testom. Pored navedene sličnosti rezultata testova, direktni Grangerov test i Gewekeova mera linearne zavisnosti i uzročnosti su konstruisani na temelju istih regresionih modela.²⁷

U Tabeli 1. dat je sumarni pregled svih ocenjenih regresionih modela sa i bez lognamičenja na parametre koje smo definisali kod modifikovanog Simsovog testa (regresioni model (18) proširen sa linearnim trendom i trija sezonskim varijablama).

Tabela 1. Rezime svih regresija*

a) Model: $sP_t = f(sP_{t-i}; i = 1, \dots, 4; sW_{t-j}; j = 0, \pm 1, \dots, \pm 4, 5, 6)$

b) Model: $sP_t = f(sP_{t-i}; i = 1, \dots, 4; sW_{t-j}; j = 0, 1, \dots, 6)$

Oba modela sadrže još i konstantu, linearni trend i tri sezonske varijable.

Period	F	R ²	\bar{R}^2	$\hat{\sigma}$	Q'	s.s.	
1965/II-1984/II	a)	4.27 (0.0001)	0.587	0.450	2.459	15.50 (—)	(19,57)
	b)	4.38 (0.0001)	0.518	0.400	2.567	10.91 (—)	(15,61)
1965/II-1972/IV	a)	1.63 (0.2159)	0.738	0.286	3.052	14.68 (—)	(19,10)
	b)	2.23 (0.0711)	0.690	0.379	2.844	15.79 (—)	(15,14)
1973/I-1984/II	a)	3.11 (0.0044)	0.694	0.471	2.051	15.83 (—)	(19,25)
	b)	2.79 (0.0087)	0.5828	0.3742	2.2301	22.28 (0.326)	(15,29)

a) Model: $sW_t = f(sW_{t-i}; i = 1, \dots, 4; sP_{t-j}; j = 0, \pm 1, \dots, \pm 4, 5, 6)$

b) Model: $sW_t = f(sW_{t-i}; i = 1, \dots, 4; sP_{t-j}; j = 0, 1, \dots, 6)$

Oba modela sadrže još i konstantu, linearni trend i tri sezonske varijable.

²⁷ Vidi model (9) i modele od (19) do (22) kod direktnog Grangerovog testa, odn. kod Gewekeove mere linearne zavisnosti i uzročnosti sa komentarom koji je uz njih dat.

Period		F	R ²	\bar{R}^2	$\hat{\sigma}$	Q	s.s.
1965/II-1984/II	a)	17.87 (0.0001)	0.856	0.808	2.134	12.68 (—)	(19,57)
	b)	22.49 (0.0001)	0.847	0.809	2.129	13.06 (—)	(15,61)
1965/II-1972/IV	a)	14.79 (0.0003)	0.962	0.897	1.962	15.15 (—)	(19,10)
	b)	11.65 (0.0003)	0.921	0.842	2.433	12.22 (—)	(15,14)
1973/I-1984/II	a)	10.58 (0.0001)	0.886	0.802	1.724	20.60 (0.421)	(19,25)
	b)	11.79 (0.0002)	0.855	0.783	1.807	16.68 (—)	(15,29)

U cilju testiranja postojanja i smjera uzročne veze između porasta cena i ličnih dohodaka primenom modifikovanog Simsovog testa dobili smo odgovarajuće izračunate vrednosti F — statističke. Pri tome smo ispitivali hipotezu u dve varijante: korišćenjem varijable sP^* (stopa rasta troškova života) umesto sP (stope rasta cena na malo) i kao alternativne približne (proxy) varijable za merenje inflacije u korišćenjem regresionog modela (18) koji nije proširen linearnim trendom i sezonskim varijablama. Rezultati su dati tabelom 2.

Tabela 2. F — statistika za buduće vrednosti koeficijenata

Period	F _A	F _B	F _A ⁰	F _B ⁰	F _A ¹	F _B ¹
1965/II—1984/II	2.38 (0.062)	0.93 (0.453)	4.34	0.93	3.16	0.19
1965/II—1972/IV	0.51 (---)	3.02 (0.066)	1.08	2.45	1.17	4.80
1973/I—1984/II	2.37 (0.079)	1.73 (0.174)	2.88	2.10	2.93	1.97

A — H₀: ne postoji uzročna veza između sP i sW .

H₁: postoji uzročna veza i to od sP ka sW .

Odgovarajući model je dat u gornjoj polovini tabela 1.

B — H₀: ne postoji uzročna veza između sW i sP .

H₁: postoji uzročna veza i to od sW ka sP .

Odgovarajući model je dat u drugoj polovini tabele 1.

a) Umesto varijable sP koristimo varijablu sP^* .

b) Regresioni model (18) bez linearnog trenda i tri sezoneke varijable.

* F vrednošću testiramo hipotezu da sve varijable s desne strane regresije statistički beznačajno utiču na zavisnu varijablu. Odgovarajuće vrednosti stepena slobode (s. s.) za F-test su date u poslednjoj koloni. $\hat{\sigma}$ je standardna greška ocene regresije. Q' predstavlja izračunatu vrednost Ljung-Boxove statističke za testiranje hipoteze o odsustvu autokorelacije reziduala na osnovu 20 koeficijenata autokorelacije (videti: Ljung-Box [13]). U zagradi ispod F i Q' kod ove i ostalih tabela, dati su najniži nivoi značajnosti na kojima je odgovarajuća nulta hipoteza odbačena. — — — označava nivo značajnosti od 0.50 i više.

Tabela 3. Koefficienti iz nezavisnu varijablu s dobnjomi

Dobnja (ti)	$sP_t = f(sW_{t-1})$				$sW_t = f(sP_{t-1})$				
	1965/84	1965/72	1973/84		1965/84	1965/72	1973/84		
-4	-0.042	-0.199	0.459*		0.117	0.452*	-0.193		
-3	0.100	0.164	0.085		0.057	0.187	0.076		
-2	0.049	-0.097	0.124		-0.082	0.125	-0.136		
-1	0.349*	0.298	0.400		-0.073	0.037	0.318		
0	0.366*	0.691	0.469*	0.428	0.359*	0.551*	0.108	0.282	
1	0.017	-0.146	0.556*	0.362	0.181	0.523	0.135	0.094	
2	-0.029	-0.214	0.228	-0.061	-0.088	0.186	-0.071	-0.084	
3	0.030	0.207	0.747*	0.115	0.116	0.274	0.057	0.090	
4	0.023	0.092	0.213	-0.037	0.116	0.369	0.170	0.316	
5	0.179	0.095	0.215	-0.028	-0.129	0.111	-0.155	-0.129	
6	-0.005	-0.013	0.424*	0.327	-0.196	-0.058	-0.109	-0.305	
Standardne greške									
ocena									
max.	0.164	0.148	0.223	0.241	0.127	0.288	0.191	0.178	
min.	0.126	0.285	0.198	0.199	0.093	0.136	0.129	0.148	
Zbir									
kofic.	—	1.175	—	0.916	—	0.336	—	0.587	0.413

* Koefficient je različit od nule na nivou značajnosti od 0.05.

U Tabeli 3. date su ocenjene vrednosti regresionih koeficijenata uz nezavisnu varijablu s dobnjom u modelu (18).

Dekompozicijom ukupne mere linearne zavisnosti između sP i sW, tzv. Gewekeove mere, dobijamo pokazatelj i odgovarajući test postojanja jednosmjerne uzročne veze. Rezultati za naša tri perioda dati su Tabelom 4.

Tabela 4. Gewekeova mera linearne zavisnosti i uzročnosti

Period i tip veze	F	nF	R ²
1965/II—1984/II			
x→y	0.2527	17.20 (0.009)	0.2233
y→x	0.0449	3.33 (----)	0.0439
x · y	0.3344	21.89 (0.051)	0.2842
x, y	0.6321	42.47 (0.0007)	0.4685
1965/II—1972/IV			
x→y	0.8517	17.77 (0.007)	0.5733
y→x	0.4960	12.12 (0.060)	0.3910
x · y	0.3807	9.81 (0.051)	0.3166
x, y	1.7284	39.71 (0.0007)	0.8224
1973/I—1984/II			
x→y	0.2808	11.26 (0.081)	0.2449
y→x	0.2027	8.44 (0.208)	0.1835
x · y	0.2141	8.87 (0.053)	0.1927
x, y	0.6976	23.57 (0.008)	0.5022
x = sP, y = sW			

Na osnovu izloženih rezultata statističkih testova možemo zaključiti da se u periodu od 1965/II do 1984/II godine prihvata hipoteza o jednosmernoj uzročnoj vezi u Grangerovom smislu od porasta cena

(sP) ka porastu nominalnih primanja (sW). Međutim, Gewekeova dekompozicija mere linearne zavisnosti ukazuje na to da je dominantnija i statistički značajna, tzv. trenutna uzročnost. Znači da se pored utvrđenog smjera uzročnosti (od sP ka sW) može govoriti i o njihovoj trenutnoj povezanosti, — odn. da se u istom kvantalu svaka promena stope rasta cena ili ličnih dohodaka reperkutuje na promenu stope rasta one druge varijable. Ako pri tome uzmemo u obzir i napomenu, koju je dao Sims, u pogledu korišćenja rezultata ocenjenog modela raspoređenih doznji li odgovarajućeg testa uzročnosti,²³ tada ćemo ublažiti, ali ne i odbaciti, zaključak o jednosmernoj uzročnoj vezi.

Za razliku od analiza celokupnog perioda rezultati po podperiodima sugerišu nešto drugačiji zaključak.

U prvom podperiodu F — vrednosti iz tabele 2. govore u prilog prihvatanju hipoteze o postojanju jednosmerne uzročne veze li to od porasta nominalnih primanja ka porastu cena. To daje za pravo autorima koje smo naveli na početku rada, da je inflacija u poslereformskom periodu bila uzrokovana uglavnom faktorima u sferi sistema raspodele dohotika, odn. da je dominantni tip inflacije u tom periodu inflacija troškova. Ako uzmemo u razmatranje i rezultate prezentirane u tabeli 4, videćemo da su sva tri tipa veze statistički značajna, što znači da postoji povratna uzročna veza između sP li sW, ali se dobar deo uzajamnog uticaja promena cena li nominalnih primanja realizuje unutar jednog kvantala:

Prethodni zaključak ostaje alko umesto sP koristimo sP* ili analizu vršimo sa modelom bez linearnog trenda i sezonskih varijabli, što je vidljivo iz poslednje četini kolone tabele 2. (opravdanost izostavljanja ove četini varijable nalazimo u njihovom relativno visokom kritičnom nivou značajnosti).

Ovde možemo uočiti relativnu nesaglasnost rezultata modifikovanog Simsovog testa li Gewekeove mere. Verovatan nazlog tome jtu u veoma nepovoljnom odnosu broja opservacija li broja koeficijenata za

²³ Sims [22, ss. 545—46] piše da je apsolutna vrednost regresionih koeficijenata važna bez obzira na rezultat testa uzročnosti. Ako su regresioni koeficijenti uz buduće vrednosti nezavisne varijable istog ili višeg reda veličine od koeficijenata uz prošle vrednosti, tada dvosmernu (povratnu) uzročnu vezu ne odbacujemo kao mogućnost mada nam je F-test to sugerisao.

Kod našeg modela imamo visoku vrednost (0.349) i statističku značajnost (na nivou 0.05) regresionog koeficijenta uz varijablu sW_{t-1} u Tabeli 3. u periodu od 1965/II—1984/II godine u odnosu na vrednosti regresionih koeficijenata uz prošle vrednosti varijable sW.

ocenjivanje (taj odnos je kod modifikovanog Simsovog testa 31:22) što dovodi u pitanje preciznost ocene i jačinu testa.²⁹

Za razliku od prethodnog, drugi podperiod³⁰ karakteriše dominantni smer uzročnosti od SP ka SW. Ipak je u odnosu na celokupni period i povratni uticaj od SW ka SP statistički značajniji. Tu već imamo, usled visokog nivoa inflacije, izražen fenomen anticipiranja: (povećanje ličnih dohodaka usled očekivanog porasta cena).

Na osnovu vrednosti R^2 iz tabele 4. možemo zaključiti da povezanost porasta cena i porasta ličnih dohodaka unutar jednog kvartala (trenutna povezanost) je manja u drugom podperiodu što bi značilo da se posle 1972. godine povećao vremenski razmak (više od jednog kvartala) između promena jedne varijable koje se reperkutuju na promene druge. Ukoliko smo želeli u tom periodu da smanjimo stopu inflacije, usporavanjem rasta ličnih dohodaka, tada se takva mera pokazala kao neefikasna jer je i unutar vremenskog intervala od jednog kvartala i duže slaba uzročna veza između SP i SW (19.27% i 18.35% respektivno). Nedovoljna moć mere koja je bazirana na kontroli porasta ličnih dohodaka i koja se primenjuje bez obzira da li je u međuvremenu došlo do sistemskih promena u sferi raspodele dohodaka vidljiva je i na osnovu vredosti iz poslednjeg reda tabele 3. Zbir regresionih koeficijenata uz varijablu porasta ličnih dohodaka s donjom u naša dva podperioda pokazuje da nakon šest kvartala jednog procentno povećanje ličnih dohodaka izaziva čak 1.175 procentno povećanje cena (prvi podperiod), a 0.916 procenta u drugom podperiodu. Ono što bi bilo efikasno u pogledu usporavanja inflacije u prvom podperiodu (kontrola rasta ličnih dohodaka) pokazuje se kao manje efikasno u drugom podperiodu. Ako pogledamo i same regresione koeficijente i njihove predznake možemo zaključiti da je trenutni efekat u oba podperioda dominantan, ali da je vremensko rasprostiranje efekata jednog procentnog povećanja ličnih dohodaka bitno različito u ova dva podperioda.

U prvom podperiodu po apsolutnoj veličini najveći koeficijent uz varijablu s donjom od tri kvartala (0.747) i naredni koeficijenti ukazuju da se najveći efekat mogao očekivati posle devet meseci. U drugom podperiodu nakon trenutnog efekta i s donjom od jednog kvartala imamo inverzno kretanje između porasta ličnih dohodaka i porasta cena. To govori da je sa stanovišta vođenja adekvatne antiinflacione politike poželjnije bilo u ovom podperiodu ne napadati u pogrešnom pravcu, jer ništa nije porast ličnih dohodaka glavni uzročnik inflacije, niti se njegovim smanjenjem postižu željeni efekti.

4. ZAKLJUČAK

U članku smo pokušali da empirijski ispitamo međusobnu vezu porasta ličnih dohodaka i inflacije u Jugoslaviji u periodu od 1965. do 1984. godine. Pri tome smo koristili metodološki aparat zasnovan na

²⁹ Videti Zellnerov komentar [27, s. 314] Gewekeovog članka [6].

³⁰ Za koji je bar do 1975. godine utvrđen mešoviti karakter inflacije. Videti: S. Jović [12, ss. 224—38].

Grangerovoj definiciji uzročnosti i odgovarajuće testove uzročnosti.

Uz sve tognade u pogledu nalaza našeg istraživanja s obzirom na ograničenja primenjene metodologije osnovni rezultati su sledeći.

1. U periodu od 1965/II do 1984/II godine ostvarena kretanja potvrđuju hipotezu o jednosmernoj uzročnoj vezi od porasta cena ka porastu ličnih dohodaka.

Direktna posledica ovog zaključka je: nije korelatno, u modelima koji pokušavaju objasniti fenomen inflacije, uzimati porast ličnog dohotka kao egzogeni varijablu.

2. U istom periodu statistički je značajna i trenutna povezanost (unutar jednog kvartala) porasta ličnih dohodaka i cena. Znači, pored uočene jednosmerne veze od cena ka ličnim dohocima možemo govoriti i o njihovom brzom usklađivanju. Porast cena (meren indeksom cena na malo ili indeksom troškova života) izaziva odgovarajući porast ličnih dohodaka i obratno, sve u okviru vremenskog horizonta od jednog kvartala.

3. Posmatrano po podperiodima od 1965/II do 1972/IV godine i od 1973/I do 1984/II godine potvrđena je hipoteza da je u prvom podperiodu smer uzročne veze bio od porasta ličnih dohodaka ka porastu cena (potvrda hipoteze da su lični dohoci uzrokovali inflaciju), a u drugom možemo govoriti o postojanju obostrane uzročnosti, mada je dominantniji smer uzročnosti od porasta cena ka porastu ličnih dohodaka.

4. Jednoprocentno povećanje ličnih dohodaka u ova dva podperioda se različito reperkutovalo na porast cena. U prvom podperiodu nakon trenutnog usklađivanja tek posle tri kvartala mogli smo očekivati promenu stope rasta cena. Drugi podperiod karakteriše trenutno i u naredna tri meseca usklađivanje cena i ličnih dohodaka, ali nakon toga imamo njihovo inverzno kretanje. Dobijeni rezultati sugerišu moguće efekte antiinflacione politike koja ne bi uzimala u obzir da je u ova dva podperioda došlo do promene u režimu egzogenosti između porasta cena i ličnih dohodaka.

Primljeno: 13. 02. 1985.

Prihvaćeno: 29. 03. 1985.

LITERATURA

- [1] Bajit, A.: Mehanizam jugoslovenskoga gospodarstva, Inflacija osobnih dohodkov, (Deskriptivna međusektorska analiza), Ekonomski institut Právne fakultete, Ljubljana, 1971.
- [2] Chamberlain, G.: "The General Equivalence of Granger and Sims Causality", *Econometrica*, 50 (1982), 569—581.
- [3] Colclough, W. G., i M. D. Lange: "Empirical Evidence of Causality from Consumer to Wholesale Prices", *Journal of Econometrics*, 19 (1982), 379—384.
- [4] Čepar, D., E. Kocuvan i M. Voljč: "Analiza međusobne zavisnosti agregatne nacionalne tražnje i količine novca u optičaju u Jugoslaviji

- pomoću modela prenosne funkcije", *Ekonomska analiza*, 12 (1978), 303—324.
- [5] Feige, E. L., i D. K. Pearce: "The Casual Causal Relationship Between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, 61(1970), 521—533.
- [6] Geweke, J.: "Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series", *JASA*, 77(1982), 304—324.
- [7] Granger, C. W. J.: "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, 37(1969), 424—438.
- [8] Granger, C. W. J., i P. Newbold: *Forecasting Economic Time Series*, New York: Academic Press, 1977.
- [9] Guilkey, D. K., i M. K. Salemi: "Small Sample Properties of Three Tests for Granger-causal Ordering in Bivariate Stochastic System", *The Review of Economics and Statistics*, 64(1982), 668—680.
- [10] Haugh, L. D.: "Checking the Independence of Two Covariance Stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-Correlation Approach", *JASA*, 71(1976), 378—385.
- [11] Horvat, B.: *Privredni ciklusi u Jugoslaviji*, Institut ekonomskih nauka, Beograd, 1969.
- [12] Jović, S.: *Analiza inflacije u Jugoslaviji*, Tanjug, Beograd, 1976.
- [13] Ljung, G. M., i G. E. P. Box: "On a Measure of Luck of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, 65(1978), 297—303.
- [14] Mehra, Y. P.: "Money, Wages, Prices, and Causality", *Journal of Political Economy*, 85(1977), 1227—1244.
- [15] Mencinger, J.: "Inflacija potražnje ili inflacija troškova", *Ekonomska analiza*, 5 (1971), 1—22.
- [16] Pierce, D. A.: "Relationships — and the Lack Thereof — Between Economic Time Series with Special Reference to Money and Interest Rates", *JASA*, 72(1977), 11—26.
- [17] Pierce, D. A.: "Comment to Geweke", *JASA*, 77(1982), 315—316.
- [18] Pierce, D. A., i L. D. Haugh: "Causality in Temporal Systems — Characterizations and a Survey", *Journal of Econometrics*, 5(1977), 265—293.
- [19] Popov, S., i M. Jovičić: *Uticaj ličnih dohodaka na kretanje cena*, Institut ekonomskih nauka, Beograd, 1971.
- [20] Rogić, Z.: "Analiza uzročno-posljedične veze između novčane mase i privredne aktivnosti u Jugoslaviji u razdoblju 1965—1982.", *Metode analize tekućih privrednih kretanja*, Ekonomski institut, Zagreb, 1983.
- [21] Sargent, T. H.: "A Classical Econometric Model of the United States", *Journal of Political Economy*, 84(1976), 207—237.
- [22] Sims, C. A.: "Money, Income, and Causality", *The American Economic Review*, 62(1972), 540—552.
- [23] Sims, C. A.: "Comment to Pierce", *JASA*, 72(1977), 23—24.
- [24] Tjøstheim, D.: "Granger-causality in Multiple Time Series", *Journal of Econometrics*, 17(1981), 157—176.
- [25] Wei, W. W. S.: "Comment to Geweke — The Effects of Systematic Sampling and Temporal Aggregation on Causality — a Cautionary Note", *JASA*, 77(1982), 316—319.

- [26] Zellner, A.: "Causality and Econometrics", in *Three Aspects of Policy and Policymaking*, eds. K. Brünner i A. Meltzer, Amsterdam North-Holland, 9—54, 1979.
- [27] Zellner, A.: "Comment to Geweke", *JASA*, 77(1982), 313—314.

INFLATION AND PERSONAL INCOMES

— Causality analysis —

Zlatko KOVAČIĆ

Summary

The paper presents the results of the empirical investigation of the causal relationship between price and personal incomes in the Yugoslav economy in the period 1965—1984.

The testing procedure of the existence and direction of causality is based on the definition of causality by Granger, so that in the first part of the article we define and present tests of causality (direct Granger test and modified Sims test), and also a Geweke's measure of linear dependence and causality.

The analysis is based on quarterly data and the main conclusions are as follows:

1) The observed trends support the hypothesis of unidirectional causality from price to personal incomes in the period 1965/II—1984/II.

2) In the same period the instantaneous causality between personal incomes and price is also statistically significant.

3) After dividing the period into two subperiods (1965/II—1972/IV and 1973/I—1984/II) the same hypotheses were tested. In the first subperiod we find that there is unidirectional causality from personal incomes to price and in the second, there is a feedback between price and personal incomes, with the dominant direction of the causality from price to personal incomes.

From this, it is evident that there are changes of exogeneity between price and personal incomes in the two subperiods.

4) A single percentage change in personal incomes produces different movements in price in these two subperiods. In the first subperiod, after the initial impact we can expect a change of price in the same direction three quarters after the present time. In the second subperiod, there are agreements, both instantaneously and in the next quarter between price and personal incomes movements, but after that period they move in opposite directions.

22. INDUSTRIJA. POLJOPRIVREDA. OSTALE PRIVREDNE OBLASTI

Les besoins financiers de l'agriculture moderne. — L'Observateur de l'OCDE, 1970, 48, 6—12.

Carbunescu, V. — S. Gherasimatos. *Probleme privind perfectionarea calculatiei pretului de cost in I.A.S.* — Studii si cercetari economice, 1970, 1, 175—187. Rezime na ruskom, francuskom i engleskom: *Problems Concerning the Improvement of Cost Price Computation in State Farms.*

The Changing Shape of British Shipping. — Midland Bank Review, November 1970, 15—22.

Drače, Džemal. *Pogledi na uslove i mogućnosti razvoja poljoprivrede u periodu do 1975. godine.* — Produktivnost, 1970, XII, 6, 469—473.

Krstić, Đorđe. *Unutrašnja trgovina.* — Jugoslovenski pregled, 1970, XIV, 9, 327—332.

Lisikiewicz, Jerzy — Jan Maciejka. *Rozwój strukturalny polskiego przemysłu.* — Ekonomista, 1970, 3, 567—591. Rezime na ruskom i engleskom: *Structural Changes in the Polish Industry.*

Marković, Petar. *Aktuelna pitanja daljeg razvoja poljoprivrede Jugoslavije.* — Socijalizam, 1970, XIII, 12, 1505—1531.

Marković, Petar. *Naša posleratna agrarna politika.* — Naše teme, 1970, XIV, 10—11, 1795—1821.

Marković, Petar. *O koncepciji razvoja poljoprivrede i agrarnoj politici Jugoslavije.* — Ekonomist, 1970, XXIII, 2—3, 571—585.

Marković, Petar. *Neke osnovne dileme i perdlozi u vezi s razvojem poljoprivrede.* — Ekonomist, 1970, XXIII, 2—3, 587—599.

Pacek, Jože. *Razvoj stanovnijskega gospodarstva v SR Sloveniji.* — Teorija in praksa, 1970, VII, 11, 1516—1525.

Perović-Jovanović, Mileva. *Analiza reproduktivne sposobnosti jugoslovenske industrije.* — Ekonomika preduzeća, 1970, XVIII, 8—9, 560—566.

Rozman, Rudi. *Analiza proizvodnega programa v jeklovleku v Železarni Jesenice.* — Ekonomska analiza, 1970, IV, 3—4, 301—307.

23. OPSTA STATISTIKA

Bagaev, G. *Ekonomičeskaja reforma i statistika novoj tehniki.* — Vestnik statistiki, 1970, 7, 24—30.

Breznik, Dušan. *Demografska istraživanja u svetu i u Jugoslaviji.* — Stanovništvo, 1969, VII, 3—4, 149—162. Rezime na francuskom.

Breznik, Dušan i Miroslav Rašević. *Korišćenje demografskih podataka i studija za izradu planova ekonomskog i socijalnog razvoja.* — Stanovništvo, 1969, VII, 3—4, 219—226. Rezime na engleskom.

Eidel'man, M. *Otčetnyj mežotraslevoj balans osnovnyh fondov za 1966 g.* — Vestnik statistiki, 1970, 9, 3—19.

Hey, G. B. *Statistics in Non-Life Insurance.* — Journal of the Royal Statistical Society, Ser. A, 1970, CXXXIII, Part 1, 56—85. Bibliogr.

Hmel'niokij, G. *Organizacija statističeskoj služby vo Francii.* — Vestnik statistiki, 1970, 11, 40—49.

Kastepralu, E. i L. Kukke. *O povyšennii kačestva sbora ekonomičeskoj informacii dlja razrabotki otčetnogo mežotraslevogo balansa.* — Vestnik statistiki, 1970, 6, 53—59.

Larmin, O. *O predmete i ob'ekte demografičeskoj nauki.* — Vestnik statistiki, 1970, 9, 41—49.

Latifić, Ibrahim. *Statistički sistem i organizacija statističke službe.* — Jugoslovenski pregled, 1970, XIV, 10, 347—352.