

RASPODELA DOHOTKA I NELIKVIDNOST*

Ljubomir MADŽAR**

Najveći broj teorijskih istraživanja samoupravne robne privrede, uključujući i skorašnje monumentalno delo I. Vaneka¹), polazio je od pretpostavke da preduzeća maksimiziraju dohodak po radniku i da stoga lični dohoci imaju karakter rezidualne kategorije u onom smislu u kom ulogu rezidualne kategorije igra profit u teoriji kapitalističkog preduzeća. Fleksibilnost ličnih dohodaka predstavlja jednu od najvažnijih implikacija takvog polaznog stanovišta. U periodima uspešnog poslovanja preduzeće će zahvaljujući većem ukupnom dohotku moći da deli više lične dohotke, a u periodima nepovoljne konjunktore i slabih poslovnih rezultata ono će, prema pomenutom teorijskom rezonovanju, smanjiti lične dohotke i tako apsorbovati sve eventualne šokove koji proističu bilo iz nepovoljnih promena u okruženju, bilo iz neefikasne ili pogrešne poslovne politike. Takvo preduzeće u načelu ne bi smelo da pravi gubitke; nepovoljne tendencije u kretanju ukupnog prihoda i ukupnih materijalnih troškova jednostavno se kompenziraju smanjenjem ličnih dohodaka, a blagovremeno podmirenje finansijskih obaveza prema trećim licima ne može po pravilu doći u pitanje.

Stvarna kretanja u našoj privredi bila su i ostaju u izrazitom raskoraku sa pomenutom implikacijom teorijskih modela. Lični dohoci ne samo što nisu poslužili kao veličina čije će fleksibilno variranje onemogućiti stvaranje gubitaka nego su svojim ekscesnim porastom direktno doprinosili akumuliranju gubitaka u pojedinim segmentima privrede. Paralelno, i to ponekad veoma brzo, povećavanje ličnih dohodaka i gubitaka nije više nikakva retkost u našoj privredi. Očigledno je da su oni teorijski modeli koji sadrže element fleksibilnosti ličnih dohodaka propustili da obuhvate neke bitne institucionalne osobenosti naše privrede.

*) Nada Brakus, Mirosinka Dinkić i Dragan Jarić, statističari u Institutu ekonomskih nauka uložili su mnogo energije, strpljenja i dobre volje u istraživanje iz koga je proistekao ovaj članak, a Ferenc Kalmar i Nahod Vuković obavljali su kompetentno i ažurno poslove na elektronskom računaru, strpljivo podnoseći česte promene mojih zahteva i želje za izračunavanjem novih varijanti. Kolega Miodrag Ostračanin, recenzent prvog dela istraživačkog projekta na kom se temelji ovaj članak, dao je brojne sugestije i ukazao na neke propuste. Zadržavajući odgovornost za sve preostale propuste, svakom od njih se srdačno zahvaljujem. Istraživanje je finansirao Savezni zavod za društveno planiranje.

***) Autor je naučni saradnik u Institutu ekonomskih nauka.

¹) *The General Theory of Labor-Managed Market Economies*, Cornell University Press, Ithaca, 1970.

Stvarnim kretanjima neuporedivo su bliže analize jugoslovenskih autora u kojima se naglašava autonomni rast ličnih dohodaka.²⁾

Budući da u samoupravnoj privredi lični dohoci nemaju parametarsku funkciju, oni se mogu dovesti u neposrednu vezu sa stvaranjem gubitaka i jasno je da preduzeća koja stvaraju gubitke mogu da eliminišu ili bar smanje negativne rezultate svog poslovanja ako u odgovarajućoj meri umanje lične dohotke. Brz rast ličnih dohodaka čak i u onim sektorima u kojima nije bila osigurana trajna materijalna osnova za takvu ekspanziju pokazuje da lični dohoci ne igraju ulogu rezidualne veličine, nego, naprotiv, sadrže snažnu komponentu autonomnog povećanja.

Mehanizam formiranja ličnih dohodaka i kretanja u domenu raspodele čvrsto se vezuju i za fenomen nelikvidnosti kao posebnu institucionalnu specifičnost naše privrede. Pomeranja u sferi raspodele utiču na porast nelikvidnosti bar na dva načina. Prvo, autonomni rast ličnih dohodaka smanjuje likvidnost u onoj meri u kojoj doprinosi stvaranju gubitaka i u kojoj se ti gubici, kao sužavanje ekonomske supstance preduzeća, ispoljavaju u vidu smanjenja likvidnih oblika imovine.³⁾ Drugo, brzo povećanje ličnih dohodaka može, čak i nezavisno od gubitaka, da izazove pojavu nelikvidnosti ako lični dohoci zauzimaju prvo mesto u prioritetu isplata i ako se njihovom isplatom iscrpe likvidna sredstva u meri koja onemogućava potpuno i blagovremeno podmirenje drugih finansijskih obaveza.

Svrha ovoga rada jeste da se empirijski istraže neposredne determinante nelikvidnosti i da se izmeri njihov uticaj. Ispitani su efekti promena ličnih dohodaka i gubitaka, zatim uticaj propulzivnosti sektora i delovanje njihovog tržišnog položaja. Zavisnu promenljivu predstavlja nelikvidnost, koja je za svrhe ovog istraživanja definisana kao odnos nezizmirenih obaveza prema dobavljačima, s jedne, i neto-produkta, s druge strane. Sve serije rekonstruisane su na osnovu podataka iz završnih računa prema metodologiji koja je opisana u Statističkom dodatku.

1. Regresiona analiza uticaja raspodele dohotka na kretanje nelikvidnosti

Osnovni metodološki postupak na osnovu koga su istraženi efekti kretanja u oblasti raspodele, kao i efekti nekih drugih veličina, jeste takva regresiona analiza koja se temelji na kombinovanju vremenskih serija i simultanog statističkog preseka. Jedinice posmatranja predstavljaju pojedini privredni sektori. Ti sektori su definisani tako da koincidiraju sa pojedinim granama unutar oblasti industrije i sa čitavim oblastima kad je u pitanju ostatak privrede. Tako je za svaku godinu dobijeno po 24 opservacije (17 industrijskih grana i 7 ostalih oblasti), što, kad se ima u vidu da je analizom obuhvaćeno sedmogodišnje razdoblje 1964—71., daje zaista impresivan ukupan broj opservacija. U re-

²⁾ Branko Horvat, *Privredni ciklusi u Jugoslaviji*, Institut ekonomskih nauka, Beograd, 1969.; Ljubomir Madžar, »Realne i monetarne komponente inflatornog mehanizma«, *Gledišta* br. 5/1968., 805—820; Sofija Popov i Milena Jovičić, *Uticaj ličnih dohodaka na kretanje cena*, Institut ekonomskih nauka, Beograd, 1971.

³⁾ Za drukčiji tretman odnosa između gubitaka i nelikvidnosti videti: dr Dimitrije Dimitrijević, *Osnovni putevi rešavanja nelikvidnosti privrednih organizacija*, Savetovanje Saveza ekonomista Srbije, Niš, 1971.

gresionoj analizi koja se zasniva na tako brojnim podacima raspolaže se dovoljnim brojem stepeni slobode za sasvim precizno ispitivanje simultanog uticaja većeg broja nezavisnih promenljivih i za statističko testiranje značajnosti njihovih regresionih koeficijenata.

Kombinovanje vremenskih serija i simultanog statističkog preseka omogućava da se uvedu pseudo-varijable pomoću kojih se izračunavaju efekti što se odnose na pojedine godine, tako da se dobijaju efekti trenda na kretanje nelikvidnosti. Za posmatrani period od sedam godina uvodi se sedam pseudo-varijabli, po jedna za svaku godinu tog perioda izuzev bazne. Pseudo-varijabla za datu godinu uzima vrednost jedan za sve opservacije iz te godine, a vrednost nula za opservacije iz svih ostalih godina. Način konstruisanja ovih varijabli već pokazuje zašto nije moguće uvesti i pseudo-varijablu za izostavljenu, sedmu godinu datog razdoblja; u tom slučaju zbir vektora koji sadrže »podatke« o vrednosti pseudo-varijabli bio bi jednak vektoru čije su sve komponente jednake jedinici i koji odgovara konstantnom članu u regresiji. Matrica vrednosti nezavisnih promenljivih bila bi u tom slučaju singularna i regresioni koeficijenti ne bi mogli da se izračunaju. Sa čisto ekonomske tačke gledišta takođe nema potrebe za uvođenjem osme pseudo-varijable pošto jedna godina mora da služi kao standard za poređenje. Na osnovu ovih elemenata lako se dolazi i do precizne ekonomske interpretacije regresionog koeficijenta koji odgovara datoj pseudo-varijabli: on pokazuje za koliko je prihvaćena mera nelikvidnosti veća samo zbog toga što se odgovarajući podatak odnosi *baš na tu godinu*, uzimajući u obzir uticaj svih ostalih nezavisnih promenljivih. Ako je, na primer, regresioni koeficijent za pseudo-promenljivu koja se odnosi na 1966. godinu 0,3, a pseudo-promenljive za 1967. godinu 0,2, to znači da je nelikvidnost — kad se isključe uticaji ostalih eksplataornih promenljivih — porasla za 0,3 procentna poena u 1966. i 0,2 procentna poena u 1967. godini. Jasno je, prema tome, da regresioni koeficijenti uz pseudo-promenljive predstavljaju precizne i izvanredno pogodne mere trenda u onom delu varijacija nelikvidnosti koji nije objašnjen kretanjem ostalih nezavisnih promenljivih. Ovo nešto opširnije utvrđivanje ekonomske interpretacije regresionih koeficijenata koji odgovaraju pseudo-promenljivim biće neophodno u daljoj analizi.

S obzirom da se opservacije odnose na različite sektore i s obzirom da se sektori jako razlikuju u pogledu svake od analiziranih veličina, te veličine je trebalo standardizovati. Ne bi, naime, imalo ekonomskog smisla regresirati ukupna dugovanja dobavljačima na ukupne lične dohotke i ukupne gubitke budući da se sektori znatno razlikuju po veličini i budući da, na primer, veliki iznos ličnih dohodaka ne mora da znači i veliko opterećivanje neto-produkta ličnim dohocima. Isto tako, veliki apsolutni obim dugovanja dobavljačima ne mora da znači i visoki stepen nelikvidnosti datog sektora; uz isti stepen nelikvidnosti i uz sve ostale jednake uslove veći sektori će, razume se, imati veća dugovanja dobavljačima nego manji sektori. Upravo zbog toga bila je i potrebna standardizacija deljenjem svih serija sa neto-produktom; tako su sektori postali uporedivi nezavisno od razlika u veličini.

Sva izračunavanja su izvršena na osnovu serija koje su rekonstruisane na osnovu podataka iz završnih računa prema metodologiji koja

je detaljno opisana u Statističkom dodatku. Najvažnija analitička crta tih serija jeste da su one pomenutom metodologijom svedene na isti obuhvat.

Imajući u vidu ove preliminarne napomene, može se pristupiti analizi regresija. Prvo je izračunata regresija u kojoj je (procentualno izraženi) odnos između dugovanja dobavljačima i neto-produkta igrao ulogu zavisno-promenljive i u kojoj su učešće ličnih dohodaka u neto-produktu i odnos gubitaka prema neto-produktu (obe veličine procentualno su izražene) figurisali kao nezavisne promenljive. Dobijena je sledeća regresiona jednačina:

$$Y_i = 27,028 + 0,192 x_{1i} + 0,388 x_{2i} \quad (1)$$

(0,199) (0,117)

Kako je naznačeno u prethodnom tekstu, Y_i predstavlja procentualno izražen odnos dugovanja dobavljačima prema neto-produktu, x_1 predstavlja procentualno izraženo učešće ličnih dohodaka u neto-produktu, a x_2 , opet u procentima izražen, odnos između gubitaka i neto-produkta. Brojevi u zagradama predstavljaju standardne greške regresionih koeficijenata.

Regresioni koeficijenti imaju očekivani predznak; nelikvidnost se povećava i sa učešćem ličnih dohodaka u neto-produktu i sa veličinom gubitaka izraženih u procentu od neto-produkta. Njihova precizna interpretacija je sledeća: ako se učešće ličnih dohodaka poveća za jedan procentni poen (ne jedan procenat) odnos dugovanja dobavljačima prema neto-produktu povećava se za oko 0,2 procentna poena. Analogna interpretacija važi i za drugi regresioni koeficijent.

Pored predznaka od velikog je interesa i relativna veličina ovih koeficijenata: koeficijent uz promenljivu koja se odnosi na gubitke dvostruko je veći od koeficijenta uz učešće ličnih dohodaka u neto-produktu. Takav rezultat je trebalo očekivati već i na osnovu kvalitativnih razmatranja. Oni segmenti privrede koji prave gubitke ne mogu blagovremeno podmirivati svoje finansijske obaveze i valja očekivati da će upravo oni početi sa gomilanjem dugova. S druge strane, gubici će svakako u većoj meri prouzrokovati porast dugovanja nego što će ga izazvati visoko učešće ličnih dohodaka. To je zato što visoko učešće ličnih dohodaka ne mora automatski izazvati nesposobnost plaćanja a gubitak već sam po sebi implicira da neka obaveza — makar i prema sopstvenom kapitalu — mora ostati neispunjena. Dok porast učešća ličnih dohodaka na posredan način indicira da bi neki sektori mogli doći u situaciju da ne mogu podmiriti svoje obaveze, pojava gubitaka takvu jednu nesposobnost implicira skoro na direktan način.

Sledeći korak u analizi predstavlja statističko testiranje regresionih koeficijenata. Ispostavlja se da je standardna greška koeficijenta koji odgovara učešću ličnih dohodaka u neto-produktu suviše velika u odnosu na vrednost samog koeficijenta i da koeficijent na nivou od 10% nije statistički značajan. Ova činjenica ne umanjuje suštinski značaj tog koeficijenta koji nije prošao test statističke značajnosti. Veoma raširena praksa da se jednostavno zanemaruju promenljive čiji regresioni koeficijenti nisu ispali statistički značajni — nije ispravna i nema svoje metodološko opravdanje. Statističkim testiranjem utvrđuje se, naime, samo to da uz izabrani nivo rizika ne može da se odbaci hipoteza da

je stvarni parametar (čiju ocenu predstavlja regresioni koeficijent) jednak nuli. Iz činjenice da se nulta hipoteza *ne može odbaciti* nipošto ne sledi da je stvarni parametar zaista jednak nuli. Zahvaljujući svom ispravnom znaku, regresioni koeficijent uz učešće ličnih dohodaka u neto-produktu predstavlja važan element u analizi determinanti nelikvidnosti, i pored toga što nije značajan na nivou od 10%.

Radi potpunosti ovde će biti navedena i regresiona jednačina u kojoj figuriše procentualno izraženi odnos gubitaka prema neto-produktu, tj. ona promenljiva koja je u prethodnom koraku prošla test statističke značajnosti. Dobijena je sledeća jednačina:

$$Y_i = 39,076 + 0,371 x_{3i} \quad (2)$$

(0,116)

Zanimljivo je da je u ovom slučaju regresioni koeficijent nešto manji nego u prethodnom, i to uprkos činjenici da u jednačini (1) figurišu dve nezavisne promenljive. Ta okolnost kompenzirana je konstantnim članom koji je u (2) daleko veći nego u (1). Koeficijent je inače veoma precizno ocenjen i signifikantan je čak i na nivou od 0,1%.

Jednostruka regresija promenljive Y_i na promenljivu x_{2i} opet je dala regresioni koeficijent sa očekivanim predznakom koji, međutim, nije ispao statistički signifikantan na nivou od 10%:

$$Y_i = 35,632 + 0,098 x_{2i} \quad (3)$$

(0,201)

2. Kvantifikacija efekata trenda u kretanju nelikvidnosti

U prethodnom odeljku opisano je kako se na osnovu pseudo-varijabli mere komponente trenda u kretanju nelikvidnosti. Za interpretaciju rezultata najvažnije je imati u vidu da se uvođenjem pseudo-promenljivih iz ukupne varijacije prihvaćene mere nelikvidnosti izdvajaju autonomne komponente, tako da regresioni koeficijenti uz ranije uvedene promenljive x_2 i x_3 pokazuju oblik kovarijacije između odgovarajućih promenljivih u situaciji kad vreme ne teče — celokupna varijacija koja je vezana za proticanje vremena jednostavno je »izvađena« putem opisanih pseudo-promenljivih. Zbog svega toga, regresioni koeficijenti uz promenljive x_2 i x_3 svode se na koeficijente koji odgovaraju čistoj analizi simultanog statističkog preseka i u najvećoj meri održavaju tehnološke karakteristike pojedinih sektora. Sasvim je očigledno da su intersektorske varijacije promenljive x_2 prevashodno tehnološki determinisane, a uticaj tehnoloških faktora na preostale dve promenljive — posebno kad se odvoje trendovi — sasvim je neporeciv.

Pseudo-promenljive za 1965, 1966, ..., 1971. označene su sa z_1, z_2, \dots, z_7 . Da bi se izbegle eventualne greške u interpretaciji, biće ponovljen način konstruisanja ovih promenljivih: ako se, na primer, data opservacija (y_i, x_{2i}, x_{3i}) odnosi na neki sektor u 1970. godini, tada će za tu opservaciju promenljiva z_6 — koja se odnosi na tu godinu — uzeti vrednost jedan, a sve ostale pseudo-promenljive uzeće vrednost nula. Tako je regresiona analiza u ovom slučaju primenjena na impresivan broj od 9 promenljivih. Rezultati su dati u tabeli 1.

Tabela 1.

Regresioni koeficijenti, njihove standardne greške i vrednosti t-odnosa za testiranje

Promenljiva	Regres. koefic.	Standardna greška	Odnos t
x_2	— 0,368	0,197	1,87
x_3	0,297	0,106	2,86
z_1	2,602	7,695	0,34
z_2	10,690	7,814	1,37
z_3	25,178	7,896	3,19
z_4	27,556	7,964	3,46
z_5	32,997	8,113	4,07
z_6	42,752	8,077	5,29
z_7	45,783	7,932	5,77

$$R^2 = 0,257$$

Kolona regresionih koeficijenata u tabeli 1. sadrži izuzetno značajne informacije o kretanju nelikvidnosti. Svi koeficijenti koji se odnose na pseudo-promenljive pozitivni su i predstavljaju brzo rastući niz. To pored ostalog znači da se skoro spektakularnim tempom povećavao onaj deo nelikvidnosti koji ima autonomni karakter. Taj deo, naravno, ne predstavlja varijaciju koja je u potpunosti nezavisna od svih drugih promenljivih u sistemu — on sadrži i onaj deo varijacije koji je uslovljen autonomnim komponentama povećanja preostalih dveju nezavisnih promenljivih — učešća ličnih dohodaka i gubitaka u neto-produktu. Eksplozija međusobnog kreditiranja upečatljivo ilustruje institucionalno uslovljenu nestabilnost sistema koji je privredne subjekte faktički stimulisao na povećanje međusobne zaduženosti.

Koeficijent uz promenljivu x_2 promenio je znak i postao negativan. Na prvi pogled izgleda da je ova činjenica u suprotnosti sa analitičkim rezultatima iz prethodnog odeljka. Međutim, ona ne samo da ne protivreći ranijim rezultatima nego ih, štaviše, potkrepljuje. Naime, negativna vrednost regresionog koeficijenta uz učešće ličnih dohodaka odgovara čistoj interesektorskoj kovarijaciji nelikvidnosti i samog učešća, kovarijaciji čiji je karakter velikim delom tehnološki određen. To je koeficijent koji odgovara situaciji u kojoj su eliminisani efekti promena promenljivih u vremenu. Raniji — pozitivni — koeficijent odgovarao je ukupnoj kovarijaciji nelikvidnosti i učešća ličnih dohodaka. Ako je koeficijent koji odgovara ukupnoj kovarijaciji pozitivan uprkos tome što je koeficijent koji održava čistu interesektorsku kovarijaciju negativan, onda to znači da su efekti promena učešća ličnih dohodaka u vremenu toliko snažni da ne samo što su kompenzirali efekte negativne interesektorske kovarijacije nego su, u celini, osigurali pozitivnu korelaciju između dveju analiziranih veličina. Značaj promena u vremenu postaje na taj

način presudan, što i ne predstavlja nikakvo iznenađenje budući da se učešće ličnih dohodaka izuzetno brzo povećavalo upravo u vremenu. Pored toga, negativna vrednost ovog koeficijenta indicira visoku sklonost naše privrede ka deljenju ličnih dohodaka: likvidniji sektori moći će u velikoj meri ostvariti opštu želju da se podele što veći lični dohoci, pa će i učešće ličnih dohodaka u neto-produktu porasti. Naravno, ni ovde ne treba smetnuti s uma da je to učešće i tehnološki uslovljeno.

Promenljiva x_3 (procentualno izražen odnos gubitaka prema neto-produktu) ima i u ovom slučaju pozitivan regresioni koeficijent. Kako je kovarijacija između nelikvidnosti i gubitaka neuporedivo manje tehnološki uslovljena nego kovarijacija između nelikvidnosti i učešća ličnih dohodaka, pozitivan znak regresionog koeficijenta i u regresiji sa pseudo-promenljivim nesumnjivo pojačava ranije doneseni sud o bitnom uticaju gubitaka na porast nelikvidnosti.

Regresija je ponovo izračunata samo za one nezavisne promenljive koje su u prvom koraku bile statistički značajne na nivou od 10%. Zanimljivo je da i učešće ličnih dohodaka, i učešće gubitaka u neto-produktu prolaze test statističke značajnosti. Rezultati regresione analize dati su u tabeli 2.

Tabela 2.

Rezultati regresione analize za statistički signifikantne (10%) promenljive

Promenljiva	Regres. koefic.	Stand. greška	Odnos t
x_2	— 0,313	0,193	1,63
x_3	0,295	0,106	2,79
z_3	20,424	6,352	3,21
z_4	22,727	6,404	3,55
z_5	28,052	6,541	4,29
z_6	37,834	6,509	5,81
z_7	40,987	6,378	6,43

Nova regresija samo potvrđuje rezultate koji su izvedeni iz prethodne. Regresioni koeficijenti zadržavaju znake koje su imali u prethodnoj regresiji i ranije data interpretacija može se bez promena primeniti i na ovaj slučaj. Negativni koeficijent uz x_2 po apsolutnoj vrednosti je samo nešto malo manji od odgovarajućeg koeficijenta iz prethodne regresije. To sugeriše da je identifikovana jedna prilično stabilna karakteristika intersektorske kovarijacije između nelikvidnosti i učešća ličnih dohodaka. S druge strane, i regresioni koeficijent uz x_3 pokazuje samo minimalnu promenu, što može samo da potvrdi raniji zaključak o pozitivnoj vezi između gubitaka i nelikvidnosti.

Od pseudo-varijabli kao statistički nesignifikantne ispale su samo z_1 i z_2 koje se odnose na prve dve godine obuhvaćenog razdoblja. To je

konzistentno sa ranije istaknutim stavom a izuzetno brzo rastu autonomne komponente nelikvidnosti.

Regresija je izračunata i na osnovu varijabli koje su statistički značajne na izvanredno visokom nivou od 0,1%. Dobijeni rezultati opet su izrazito konzistentni sa ranijim nalazima. Statistički signifikantne ostale su promenjive x_3 , z_5 , z_6 i z_7 . Iz ove informacije slede dva zaključka. Prvo, gubici ostaju izuzetno važna determinanta nelikvidnosti, zadržavajući se među malobrojnim promenljivim koje su značajne i na tako visokom nivou. Drugo, od pseudo-promenljivih ostale su kao statističke značajne samo one koje se odnose na poslednje tri godine analiziranog perioda. To potkrepljuje raniji nalaz o brzo rastućem trendu nelikvidnosti.

Da bi se empirijski što pouzdanije verifikovali gornji zaključci, računane su i neke dodatne varijante regresija. Prvo je skup nezavisnih promenljivih formiran tako da u njemu, pored učešća ličnih dohodaka x_2 , figurišu i sve pseudo-promenljive, a zatim je napravljena kombinacija koja se sastoji od x_3 i svih pseudo-varijabli. Rezultati su zajednički dati u tabeli 3.

Tabela 3.

Rezultati regresione analize sa odvojenim promenljivim x_2 i x_3

Promenljiva	Regresija y na x_2 i z_1 — z_7			Regresija y na x_3 i z_1 — z_7		
	Regres. koef.	Stand. greška	Odnos t	Regres. koef.	Stand. greška	Odnos t
x_2	—0,462	0,197	2,35	—	—	—
x_3	—	—	—	0,331	0,105	3,15
z_1	1,526	7,802	0,20	1,212	7,701	0,16
z_2	10,150	7,930	1,28	7,760	7,698	1,01
z_3	25,538	8,015	3,19	21,479	7,687	2,79
z_4	28,058	8,083	3,47	23,375	7,686	3,04
z_5	34,532	8,217	4,20	27,901	7,684	3,63
z_6	44,140	8,158	5,39	37,856	7,684	4,93
z_7	46,195	8,051	5,74	41,826	7,687	5,44
	$R^2 = 0,231$			$R^2 = 0,246$		

Konzistentnost rezultata u tabeli 3 sa ranijim rezultatima više je nego zadovoljavajuća. Promenljiva x_2 ima opet negativan, a promenljiva x_3 pozitivan regresioni koeficijent — kao i ranije, čista intersektorska kovarijacija nelikvidnosti i ličnih dohodaka ima negativan, a nelikvidnosti i gubitaka pozitivan predznak. Komponente trenda, kvantitativno izmerene veličinom regresionih koeficijenata uz pseudo-promenljive, opet pokazuju striktno rastuću tendenciju. U oba slučaja regresije su raču-

nate i na višim nivoima značajnosti i pseudo-promenljive su sukcesivno ispadale, tako da su se na kraju zadržale samo one koje odgovaraju zadnjim godinama ispitivanog razdoblja. Promenljiva x_2 (učešće ličnih dohodaka) bila je signifikantna i na 5%, a promenljiva x_3 (gubici) čak i na 0,1%. Tako su se gubici ponovo pokazali kao znatno »žilavija« varijabla koja uspešnije preživljava testove statističke signifikantnosti.

3. Analiza tržišnog položaja kao determinante nelikvidnosti

Za potpunije razumevanje fenomena nelikvidnosti, a svakako i za koncipiranje odgovarajućih ekonomskopolitičkih mera neophodno je izučiti i meru u kojoj položaj grane na tržištu, njeni trendovi cena i uslovi tražnje, deluju kao činilac nelikvidnosti. Da li će propulzivne grane biti manje ili više nelikvidne od opšteg proseka? Da li će eventualni nedostatak ponude u odnosu na tražnju povećati ili smanjiti stepen nelikvidnosti? Apriorni odgovor na ova pitanja nije ni najmanje očigledan. S jedne strane, može se očekivati da će grane koje beleže veće stope rasta imati povoljnije uslove u pogledu tražnje, da će brže realizovati svoje proizvode i da će zahvaljujući boljoj snabdevenosti novcem redovnije likvidirati svoje finansijske obaveze. Međutim, brzo rastuće grane mogu da imaju povoljan položaj na tržištu reproduktionog materijala koji im omogućava da neophodni materijal dobijaju čak i uz neblagovremeno plaćanje i, u skladu sa tim, uz korišćenje tuđih sredstava. U tom pogledu veoma je instruktivan primer trgovine koja predstavlja jedan od najnelikvidnijih sektora, ali kod koje nelikvidnost ni u kom slučaju ne odražava težak ekonomski položaj, nego prvenstveno monopolistički položaj na tržištu na kome nabavlja robu. Ako su proizvođači zadovoljni da plasiraju robu, pa makar i ne bili blagovremeno plaćeni, onda je nelikvidnost trgovine — ma koliko to paradoksalno zvučalo — odraz njenog povoljnog ekonomskog položaja, a porast nelikvidnosti može da bude pozitivno koreliran sa pokazateljima propulzivnosti i brzine rasta sektora. Ipak, ako se svi relevantni momenti uzmu u obzir, proizlazi da se sa nešto više apriornih razloga može očekivati negativna korelacija između nelikvidnosti i propulzivnosti.

Pre nego što se pristupi empirijskoj analizi ovih veza, postavlja se jedno prethodno pitanje. To je pitanje načina na koji bi se izmerio stepen propulzivnosti jednog sektora, kao i njegova snaga na tržištu. Posle izvesnih eksperimentisanja odabrane su dve serije, serija lančanih indeksa porasta neto-produkta unutar pojedinih sektora i serija učešća zaliha gotovih proizvoda u ukupnim obrtnim sredstvima. Prva serija ne zahteva neki poseban komentar; jasno je da tempo godišnjeg povećanja neto-produkta predstavlja prihvatljiv indikator brzine rasta, pa prema tome i propulzivnosti grana. Opredeljenje za seriju učešća zaliha gotovih proizvoda u ukupnim obrtnim sredstvima zasniva se na sledećem ekonomskom rezonovanju. Ako neki sektor ima visoke zalihe gotovih proizvoda u odnosu na druge vidove obrtnih sredstava, onda to veoma često može da znači da je njegov položaj na tržištu loš, a uslovi realizacije nepovoljni. Jedini nedostatak ovog obrazloženja proističe iz okolnosti da učešće zaliha gotovih proizvoda odražava i tehnološke karaktere-

ristike proizvodnih procesa, a ne samo tržišni položaj pojedinih sektora. Ova rezerva moraće se imati na umu kod interpretacije rezultata.

Ispitivanje uticaja propulzivnosti sektora i njihovog položaja na tržištu započet je izračunavanjem jednostrukih regresija između ranije prihvaćene i opisane mere nelikvidnosti (promenljiva Y) i upravo obrazloženih serija lančanih indeksa godišnjeg rasta pojedinih sektora i učešća zaliha gotovih proizvoda u ukupnim obrtnim sredstvima. Učešće zaliha gotovih proizvoda biće obeleženo sa x_4 , a lančani indeksi porasta neto-produkta sa x_5 ; ova će notacija biti, naravno, sistematski upotrebljavana u celoj daljoj analizi. Kvalitativna analiza koja je data na početku ovog odeljka sugerise da treba očekivati da će regresioni koeficijent uz promenljivu x_4 biti pozitivan, a onaj uz x_5 negativan; ne gubeći iz vida ranije istaknute rezerve u pogledu ovih apriornih očekivanja, a posebno vodeći računa o ranije iznesenim okolnostima koje deluju u suprotnom pravcu, takvi znaci regresionih koeficijenata svode se na čisto ekonomsku propoziciju da nelikvidnost raste sa relativnim porastom zaliha gotovih proizvoda i opada sa povećanjem stope rasta datog sektora.

Jednostruka regresija sa promenljivom x_4 kao nezavisnom potvrdila je apriorna očekivanja. Ona ima sledeći oblik

$$Y_i = 16,562 + 1,059 x_{4i} \quad (4)$$

(0,094)

Ispostavlja se da su dugovanja dobavljačima veoma osetljiva na rast zaliha gotovih proizvoda; poraste li učešće ovih zaliha u ukupnim obrtnim sredstvima za jedan procentni poen, odnos dugovanja dobavljačima prema neto-produktu raste za više od jednog procentnog poena. Regresioni koeficijent je ocenjen sa izvanrednom preciznošću; standardna greška je za preko deset puta manja od vrednosti samog regresionog koeficijenta. Zahvaljujući toj činjenici regresioni koeficijent je statistički značajan čak i na nivou od 0,1%. Tako je apriorna pretpostavka u odnosu između nelikvidnosti i zaliha gotovih proizvoda empirijski potvrđena na zaista uverljiv način.

Sledeći korak sastojao se u izračunavanju jednostruke regresije između prihvaćene mere nelikvidnosti i serije godišnjih lančanih indeksa porasta neto-produkta. Dobijena je sledeća empirijska veza:

$$Y_i = 43,265 - 0,013 x_{5i} \quad (5)$$

(0,122)

I ovoga puta znak regresionog koeficijenta u skladu je sa apriornim očekivanjima. Kad god se lančani indeks neto-produkta poveća za jedan poen, dugovanja dobavljačima (normalizovana neto-produktom) smanjuju se za 0,013 poena. Propulzivne grane imaju tendenciju da budu likvidnije od grana koje sporije rastu. Međutim, regresioni koeficijent ocenjen je veoma neprecizno. Njegova standardna greška veća je za skoro deset puta od njegove apsolutne vrednosti. On, stoga, nije signifikantan ni na nivou od 10%. Kako je ranije detaljno obrazloženo u sličnom kontekstu, odsustvo statističke signifikantnosti ne implicira da je koeficijent

bezvredan i da nema nikakvo značenje. U ovom slučaju on pokazuje važnu inverznu vezu između brzine rasta i nelikvidnosti; ovo saznanje može da bude korisno u koncipiranju ekonomskopolitičkih mera namenjenih borbi protiv nelikvidnosti.

Dvostruka regresija sa učešćem zaliha gotovih proizvoda u ukupnim obrtnim sredstvima i serijom lančanih indeksa neto-produkta dala je rezultate koji su potpuno konzistenti sa zaključcima izvedenim iz analize jednostrukih regresija. Ta regresija ima sledeći oblik:

$$Y_i = 17,471 + 1,059 x_{4i} - 0,008 x_{5i} \quad (6)$$

(0,094) (0,099)

Nelikvidnost ponovo raste sa relativnim porastom zaliha gotovih proizvoda i opada sa povećanjem tempa rasta pojedinih sektora. Odnosi između apsolutnih vrednosti regresionih koeficijenata i njihovih standardnih grešaka slični su onima koji su utvrđeni kod jednostrukih regresija. Stoga regresioni koeficijent uz promenljivu x_5 nije signifikantan ni na nivou od 10%, dok je koeficijent uz promenljivu x_4 signifikantan čak i na nivou od 0,1%. Kvalitativni zaključci koji slede iz ove regresije isti su kao i zaključci koji su dobijeni na osnovu odgovarajućih jednostrukih regresija, pa zato nije potrebna posebna analiza.

Analiza uticaja propulzivnosti i tržišnog položaja na kretanje nelikvidnosti izvršena je i uz uvođenje pseudo-promenljivih z_1, \dots, z_7 . Izračunate su dve posebne regresije sa promenljivima x_4 i $z_1 - z_7$ i x_5 i $z_1 - z_7$ kao nezavisnim varijablama. U tabeli 4. sumirani su rezultati tih dveju regresija.

Tabela 4.

Rezultati regresione analize sa pseudo-promenljivim

Promen- ljiva	Regresija y na x_4 i $z_1 - z_7$			Regresija y na x_5 i $z_1 - z_7$		
	Regres. koef.	Stand. greška	Odnos t	Regres. koef.	Stand. greška	Odnos t
x_4	0,979	0,084	11,60	—	—	—
x_5	—	—	—	0,165	0,139	1,19
z_1	— 1,497	6,202	0,24	1,694	8,031	0,21
z_2	2,630	6,209	0,42	9,458	8,275	1,14
z_3	12,727	6,240	2,04	26,813	9,325	2,88
z_4	14,635	6,240	2,35	25,677	8,216	3,13
z_5	19,493	6,246	3,12	30,595	8,093	3,78
z_6	31,114	6,229	4,99	42,348	8,642	4,90
z_7	35,146	6,222	5,60	41,875	7,853	5,33

 $R^2 = 0,509$ $R^2 = 0,217$

Regresioni koeficijent uz promenljivu kojom se meri tržišni položaj i dalje je pozitivan i blizak jedinici. Takođe, njegova standardna greška je veoma mala, pa on ostaje statistički signifikantan čak i na nivou od 0,1%. Prema tome, sa stanovišta uticaja zaliha gotovih proizvoda na kretanje nelikvidnosti ništa se nije promenilo uvođenjem pseudo-promenljivih.

Situacija je nešto drukčija kod promenljive x_5 koja meri propulzivnost pojedinih sektora. Regresioni koeficijent je ovoga puta pozitivan. Ta činjenica, međutim, nema većeg značaja budući da pseudo-promenljive, preko kojih se meri komponenta trenda u kretanju nelikvidnosti, objašnjavaju veliki deo varijacija koji je u odsustvu tih promenljivih bio objašnjavan varijablom x_5 . U svakom slučaju, kako i x_5 i pseudo-promenljive mere efekte trenda, njihovo simultano uključivanje u regresiju moralo je produkovati izvesnu kolinearnost koja je doprinela da regresioni koeficijent uz x_5 bude pozitivan.⁴⁾

Regresioni koeficijenti uz pseudo-promenljive pokazuju i u ovim dvema regresijama izrazito rastuću tendenciju, što potvrđuje raniji sud o jakoj komponenti autonomnog rasta nelikvidnosti i što ove dve regresije čini u tom pogledu konzistentnim sa ranijim regresijama.

Statističko testiranje koeficijenata dalo je sledeće rezultate. Kao što je već istaknuto, koeficijent uz promenljivu x_4 značajan je čak i na nivou od 0,1%, a koeficijent uz varijablu x_5 nije značajan ni na nivou od 10%. Kad su u pitanju pseudo-promenljive, situacija je slična onoj u ranijim regresijama; sa prelaskom na više nivoe značajnosti pseudo-promenljive postepeno ispadaju, ali tako da najpre ispadaju one koje odgovaraju najranijim godinama, dok one koje odgovaraju zadnjim godinama ostaju značajne čak i na izuzetno visokom nivou od 0,1%.

U regresiji u kojoj su, pored pseudo-promenljivih z_1 — z_7 , figurisale i obe promenljive x_4 i x_5 dobijeni su rezultati koji su prezentirani u tabeli 5.

Tabela 5.

Rezultati regresione analize simultanog delovanja propulzivnosti i tržišnog položaja na kretanje nelikvidnosti

Promenljiva	Regres. koeficijent	Stand. greška	Odnos t
x_4	0,975	0,085	11,51
x_5	0,073	0,111	0,66
z_1	-0,546	6,373	0,09
z_2	4,059	6,580	0,62
z_3	15,432	7,462	2,07
z_4	15,984	6,571	2,43
z_5	20,611	6,477	3,18
z_6	33,072	6,902	4,79
z_7	35,502	6,253	5,68

$$R_2 = 0,510$$

⁴⁾ Da je u pitanju kolinearnost, najbolje se vidi iz činjenice da je u statističkom testiranju regresionih koeficijenata promenljiva x_5 ispala već na nivou od 10%.

Ovi rezultati potkrepljuju zaključke dobijene analizom prethodnih dveju regresija. Regresioni koeficijenti zadržavaju iste znake, a koeficijenti uz pseudo-promenljive ponašaju se na isti način. Promenljiva x_5 nije značajna ni na nivou od 10%, dok je promenljiva x_4 značajna i na nivou od 0,1%. U statističkom testiranju pseudo-promenljive opet ispadaju sukcesivno, s tim što se one koje se odnose na poslednje dve godine zadržavaju čak i na nivou od 0,1%.

Da bi se ocenio simultani uticaj učešća ličnih dohodaka, gubitaka, propulzivnosti i tržišnog položaja, a naročito da bi se utvrdio relativni značaj pojedinih varijabli i da bi se ustanovilo kojim će redosledom ispadati prilikom testiranja, izračunata je regresija u kojoj sve četiri odgovarajuće veličine figurišu kao nezavisne promenljive. Dobijena je sledeća regresiona jednačina:

$$Y_i = 1,076 + 0,243 x_{2i} + 0,218 x_{3i} + 1,030 x_{4i} - 0,004 x_{5i} \quad (7)$$

(0,163) (0,097) (0,094) (0,099)

$R^2 = 0,376$

I u ovoj četvorostrukoj regresiji svi koeficijenti imaju očekivane predznake: nelikvidnost se povećava sa povećanjem učešća ličnih dohodaka u raspodeli neto-produkta, sa povećanjem gubitaka i sa relativnim porastom zaliha gotovih proizvoda, a opada sa povećanjem tempa rasta. Dve promenljive — x_2 i x_5 — nisu značajne na nivou od 10%, a sa preostale dve promenljive dobijena je sledeća regresija:

$$Y_i = 15,933 + 0,198 x_{3i} + 1,026 x_{4i} \quad (8)$$

(0,096) (0,094)

Značajno je da su se zadržale one varijable za koje se i na osnovu apriornih razmatranja može očekivati da će u najvećoj meri uticati na kretanje nelikvidnosti. To su gubici i učešće zaliha gotovih proizvoda u obrtnim sredstvima. Za gubitke je ranije rečeno da — budući da automatski impliciraju nesposobnost podmirenja neke obaveze — sa velikom verovatnoćom izazivaju i nelikvidnost. Gubici ne bi produkovali nelikvidnost samo pod krajnje nerealnom pretpostavkom da su privredni subjekti voljni i sposobni da materijalne vidove svoje imovine pretvaraju u novac naporedo sa akumuliranjem gubitaka, čime bi njihova platežna sposobnost ostala neokrnjena. Kako gornja pretpostavka nije ispunjena, jasno je da će se raspoloživa novčana sredstva ispunjavati, a neispunjene obaveze prema dobavljačima postepeno će se nagomilavati.

Zanimljivo je da na nivou od 1% (i kasnije na nivou od 0,1%) ostaje značajna samo promenljiva x_4 — učešće zaliha gotovih proizvoda u ukupnim obrtnim sredstvima. To se donekle razilazi sa apriornim očekivanjem da bi gubici, kao kategorija koja na najneposredniji način zađire u likvidnost, morali da izdrže i najviše testova statističke signifikantnosti.

Radi potpunijeg uvida u uticaj pojedinih varijabli regresije su računane još u nekoliko različitih kombinacija, varirajući skupove nezavisnih promenljivih. Dobijene su sledeće empirijske jednačine:

$$Y_i = 0,537 + 0,243 x_{2i} + 0,218 x_{3i} + 1,030 x_{4i} \quad (9)$$

(0,161) (0,096) (0,094)

$R^2 = 0,376$

$$Y_i = 30,637 + 0,186 x_{2i} + 0,389 x_{3i} - 0,027 x_{5i} \quad (10)$$

(0,201) (0,117) (0,121)

$R^2 = 0,469$

$$Y_i = 3,177 + 0,196 x_{2i} + 1,065 x_{4i} + 0,009 x_{5i} \quad (11)$$

(0,163) (0,094) (0,100)

$R^2 = 0,361$

$$Y_i = 18,68 + 0,200 x_{3i} + 1,026 x_{4i} - 0,023 x_{5i} \quad (12)$$

(0,096) (0,094) (0,098)

$R^2 = 0,369$

U svim jednačinama koeficijenti imaju očekivane znakove sa jednim jednim izuzetkom. To je koeficijent uz promenljivu x_5 u jednačini (11) koji je pozitivan, ali, u isto vreme, i tako mali po apsolutnoj vrednosti da se zaista može zanemariti.⁵⁾ Pored toga, on je po apsolutnoj vrednosti oko deset puta manji od svoje standardne greške, tako da, kao statistički nesignifikantan, ispada već na prvom koraku u testiranju. Sve jednačine su konzistentne u pogledu redosleda ispadanja pojedinih promenljivih. Promenljive x_3 i x_4 ostaju u svim slučajevima značajne na nivou od 5%, a u većini slučajeva i na nivou od 1%. Najveći broj statističkih testova preživljava promenljiva x_4 — indikator tržišnog položaja sektora. Ona je u svim slučajevima signifikantna i na nivou od 0,1%. Stoga ova regresiona analiza pokazuje da je tržišni položaj meren učešćem zaliha gotovih proizvoda u obrtnim sredstvima najvažnija determinanta nelikvidnosti, da su gubici naredna determinanta i da, zatim, slede učešće ličnih dohodaka u neto-produktu i propulzivnost sektora. Ti zaključci ne protivreče ranijim konstatacijama o raspodeli dohotka kao fundamentalnom uzročniku nelikvidnosti, pošto se kretanja u raspodeli manifestuju kroz više ovde upotrebljenih nezavisnih promenljivih. Tako se i učešće ličnih dohodaka u neto-produktu, i gubici mogu tretirati kao promenljive koje verno odražavaju kretanja u domenu raspodele. S druge strane, relativna veličina zaliha gotovih proizvoda predstavlja indikator kratkoročnih promena na tržištu i nipošto se ne kosi sa raspodelom dohotka kao mehanizmom koji produkuje dugoročne tendencije u kretanju nelikvidnosti.

⁵⁾ Pored toga, promenljiva x_4 negativno je korelirana sa promenljivom x_5 ; koeficijent korelacije iznosi $-0,705$.

4. Neki zaključci

Raspodela dohotka identifikovana je kao fundamentalni uzročnik sistematskog oticanja novca iz privrede i njene nesposobnosti da pravovremeno podmiruje svoje finansijske obaveze. Istraživanja determinanti nelikvidnosti izvršena su i na konkretnijem planu neposrednih determinanti nelikvidnosti, a značaj pojedinih determinanti utvrđivan je na osnovu ponašanja odgovarajućih varijabli u statističkom testiranju i na osnovu kvalitativnih razmatranja. Ispostavilo se da najveći broj statističkih testova preživljava promenljiva učešća zaliha gotovih proizvoda u ukupnim obrtnim sredstvima. To se moglo i očekivati jer visoke zalihe gotovih proizvoda skoro po definiciji idu sa niskom likvidnošću, i pored toga što struktura zaliha i obrtnih sredstava zavisi i od tehnoloških karakteristika proizvodnje u pojedinim sektorima. Sledeća determinanta su gubici. Odgovarajuća promenljiva uvek je signifikantna, i to na vrlo visokim nivoima. Ovo saznanje je veoma značajno jer pokazuje da borba protiv gubitaka znači istovremeno i borbu za veću likvidnost privrede.

Promenljiva koja direktno meri promene u oblasti raspodele — učešće ličnih dohodaka u neto-produktu — potvrđena je i statistički kao determinanta nelikvidnosti. U svim regresijama bez pseudo-promenljivih ona ima očekivani pozitivni znak. To je utoliko značajnije što je koeficijent čiste intersektorske varijacije — koji se dobija kad se putem pseudo-promenljivih izuzmu varijacije u vremenu — statistički signifikantan i manji od nule. Uticaj porasta učešća ličnih dohodaka u vremenu bio je dovoljno snažan da kompenzira tu negativnu intersektorsku kovarijaciju, koja je velikim delom uslovljena faktorima tehnološke prirode.

Najzad, veoma je značajan i negativni znak regresionog koeficijenta uz promenljivu kojom je merena propulzivnost sektora — sa povećanjem tempa rasta povećava se i likvidnost. Ovaj nalaz sadrži i jednu važnu ekonomskopolitičku implikaciju: orijentacija na visoke stope rasta ima i povećanje likvidnosti privrede kao jedan od svojih korisnih efekata. Naravno, u onoj meri u kojoj i ubrzanje tempa rasta, i povećanje likvidnosti nisu kratkoročni fenomeni izazvani ekspanzivnom monetarnom politikom.

STATISTIČKI PRILOG

Rekonstruisanje serija na osnovu podataka o završnim računima

Sve neophodne serije rekonstruisane su na osnovu podataka o završnim računima privrednih organizacija. Završni računi prate sve obuhvaćene kategorije iz godine u godinu, ali sa različitim obuhvatom. Prilikom rekonstruisanja serija trebalo je eliminisati efekte razlika u obuhvatu.

Razlike u obuhvatu mogle su da budu eliminisane zahvaljujući činjenici da završni računi za svaku godinu sadrže podatke za dve godine, tekuću i prethodnu. Serije su rekonstruisane primenom sledećeg postupka. Podaci za najskorije godine, 1970. i 1971. uzeti su direktno iz najnovijih objavljenih publikacija završnih računa. Sledeći korak sastojao

se u izračunavanju indeksa obuhvata za sve relevantne serije; taj indeks je izračunat deljenjem date veličine za 1969. godinu iz podataka za 1970. sa veličinom (opet) za 1969., ali iz publikacija koje se odnose na 1969. godinu. Taj indeks pokazuje za koliko je obuhvat u 1970. veći ili manji od obuhvata u 1969. godini. Tako dobijenim indeksom množen je podatak za 1968. u publikaciji koja se odnosi na 1969. godinu; na taj način dobijen je definitivni podatak za 1968. godinu. Deljenjem tog definitivnog podatka za 1968. sa zvaničnim podatkom za 1968. godinu (iz publikacija završnih računa za tu godinu) dobijen je novi indeks obuhvata. Taj indeks množen je sa podatkom za 1967. iz publikacija za 1968. godinu, pa je tako dobijena definitivna ocena za 1967. godinu. Nastavljajući dalje ovaj postupak na sasvim istovetan način, rekonstruisane su sve serije.

Gornji postupak može se i matematički izraziti. Neka je P_{1970}^{1970} podatak iz date serije koji se odnosi na 1970. a sadržan je u publikaciji za 1970. godinu; neka je, dalje P_{1969}^{1970} podatak za 1969. koji se nalazi u publikaciji za 1970. godinu, i uopšte, neka je P_i^j podatak za i-tu godinu iz publikacije za j-tu godinu. Neka su P_i^* definitivni podaci koji ulaze u seriju kao konačne ocene za i-tu godinu. Indeks obuhvata za i-tu godinu biće obeležen sa I_i .

Rekonstrukcija je vršena na sledeći način. Ocene za 1970. i 1969. godinu uzete su direktno iz publikacija za 1970., tj.:

$$P_{1970}^* = P_{1970}^{1970} ; \quad P_{1969}^* = P_{1969}^{1970} \quad (1)$$

Zatim je izračunat indeks obuhvata za 1969. godinu:

$$I_{1969} = \frac{P_{1969}^{1970}}{P_{1969}^{1969}} \quad (2)$$

Na osnovu njega direktno je dobijena ocena za 1968. godinu:

$$P_{1968}^* = I_{1969} \cdot P_{1968}^{1969} \quad (3)$$

Sledeći korak sastoji se u izračunavanju indeksa obuhvata za 1968. god.:

$$I_{1968} = \frac{P_{1968}^*}{P_{1968}^{1968}} \quad (4)$$

na osnovu koga se direktno može izračunati konačna ocena za 1967. godinu:

$$P_{1967}^* = I_{1968} \cdot P_{1967}^{1968} \quad (5)$$

Produžujući sa primenom ovog postupka dolazi se do svih definitivnih podataka u seriji.

INCOME DISTRIBUTION AND ILLIQUIDITY

by

Ljubomir MADŽAR

Summary

The purpose of this article is to identify the determinants of so-called illiquidity, which represents the inability of enterprises to pay their debts on time and which is measured by the amount of debts or accounts payable outstanding at the end of the year. The relative importance of different determinants is quantified on the basis of a combination of time series and cross-section analysis; the economy is decomposed into 24 sectors — which represent the units of observation — and the 1964—71 period is covered.

The income distribution in the enterprises is identified as the fundamental cause of the illiquidity. The well known and empirically established high propensity of the working collectives to increase wages at the expense of capital accumulation accounts for their inability and/or unwillingness to pay their debts on time. This state of affairs is also due to those institutional factors (especially the virtual absence of the institution of bankruptcy which have made it impossible to establish and strengthen financial discipline.

On a more operational level, the share of personal incomes in net product, the sectoral growth indices, the share of finished goods inventories in working capital and the amount of business losses are found as the determinants of illiquidity. Two of them — the share of personal incomes in net product and the amount of business losses — directly reflect the income distribution policies of enterprises; the first of these variables is obviously a measure of the changes in income distribution, and the connection of the second one with income distribution is easily established by taking into account the fact that business losses are frequently incurred because of an unjustifiable increase of personal incomes and that in principle in a self-managed economy losses could, and perhaps should, be prevented by an appropriate reduction of personal incomes. The most stringent statistical tests are passed by the share of finished goods inventories in working capital and the amount of business losses.