

Glavni rezultati su ukazali na to da participacija snažno i veoma pozitivno utiče na produktivnost, kao i to da raspodjela dobiti ima značajan pozitivan efekat na produktivnost u kombinaciji sa visokim stepenom participacije. Uz malu participaciju ovaj efekat je neznatan. Tradicionalni individualni stimulansi, kao što su akordne nadnice, imaju negativan efekat na produktivnost u kombinaciji sa visokim nivoom participacije dok inače nemaju značajnijeg (ni pozitivnog ni negativnog) efekta.

Dobijeni empirijski rezultati smešteni su u teoretski okvir motivisanosti i međusobnog delovanja gde participacija podstiče saradnju od strane zaposlenih, posebno onda kad oni učestvuju u nagrađivanju za posebna zalaganja. Posebni stimulansi mogu, međutim, da naruše saradnju time što podstiču razdorno rivalstvo, uskraćivanjem informacija saradnicima i drugim merama preko kojih se postižu lične koristi na račun zajednički ostvarenog učinka i efektivnosti.

Zatim se ukratko razmatraju prepreke širenju participacije radnika u upravljanju i «industrijske demokratije». Čak i najmanji korak u tom pravcu može da ima posledice na deobu moći, informacija i bogatstva. Tradicionalno rukovodstvo može da smatra da su njegovi prerogativi ugroženi čak i onda kad postoji mogućnost da dođe do povećanja produktivnosti i organizacione efikasnosti. Ovakva situacija nalikuje na tradicionalno opiranje učlanjavanju u sindikate iako se pokazalo do bolje komuniciranja i saradnja u uslovima kolektivnih pregovaranja doprinose poboljšanju učinaka (performansi). Na kraju članka autori ukazuju na potrebu eksperimentisanja sa različitim organizacionim modifikacijama i inovacijama.

UTJECAJ TEHNOLOŠKOG NAPRETKA NA RAST DRUŠTVENOG PROIZVODA INDUSTRIJE*

Ante PULJIC**

U V O D

Utjecaj tehnološkog napretka na rast proizvodnje možemo mjeriti upotrebom različitih indeksa globalne proizvodnosti faktora proizvodnje i upotrebom različitih oblika funkcija proizvodnje.

Veličina indeksa globalne proizvodnosti izražava odnos indeksa proizvodnje i sume ponderiranih indeksa utrošaka faktora proizvodnje ili pak razliku između stope rasta proizvodnje i sume ponderiranih stopa rasta utrošaka faktora proizvodnje. Pri upotrebi indeksa globalne proizvodnosti obično se pretpostavlja da je konkurencija na tržištima faktora i proizvoda savršena. Ta pretpostavka omogućuje zamjenu fizičkih marginalnih proizvodnosti faktora njihovim cijenama i implicira konstantne prinose. U skladu s njom ponderi su udjeli faktora u proizvodu a njihova suma jednaka je jedinici.

Funkcija je proizvodnje analitički opis veze između utrošaka faktora proizvodnje i maksimalne količine proizvodnje u određenom vremenskom razmaku. Pri njenoj upotrebi često je suvišno pretpostavljati da na tržištima faktora i proizvoda vlada savršena konkurencija i s njom u skladu ograničiti se na konstantne prinose. Naprotiv, ocjenjivanjem njenih parametara možemo ispitati stupanj konkurentnosti i saznati veličinu prinosa. Zbog toga su funkcije proizvodnje bolja analitička sredstva od indeksa globalne proizvodnosti. To ne znači da pri njihovoj upotrebi ne uskršava mnoštvo problema.

Funkcija proizvodnje najčešće se sastoji od dvije multiplikativne funkcije od kojih je jedna eksponencijalna funkcija vremena. Nepoznatí parametar funkcije vremena veličinu kojega ocjenjujemo, predodređuje stopu utjecaja neopredmećenog tehnološkog napretka na rast proizvodnje. Taj napredak podjednako uvećava sve sastavne dijelove nekog faktora proizvodnje. Utjecaj opredmećenog tehnološkog napretka ogleda se u stopama povećanja djelotvornosti mladih generacija

* Zahvaljujem se profesoru Branku Horvatu na poticaju da napišem ovaj članak. Članak se zasniva na doktorskoj disertaciji obranjenoj u 1979. godini na Fakultetu za vanjsku trgovinu u Zagrebu.

** Republički zavod za društveno planiranje, Zagreb.

faktora proizvodnje u odnosu na starije. Upotrebom tih stopa, između ostalog, prevodimo faktore proizvodnje izražene u prirodnim jedinicama mjere u faktore proizvodnje izražene u jedinicama iste djelotvornosti. Nakon ocjenjivanja doprinosa rasta utroška tako izraženog faktora rastu proizvodnje možemo ga rastaviti na dio koji je posljedica rasta utroška faktora izraženog u prirodnim jedinicama mjere i dio koji je posljedica povećanja djelotvornosti.

U tom članku bit će ocijenjen utjecaj neopredmećenog i djelomičnog u radu opredmećenog tehnološkog napretka na rast društvenog proizvoda u industriji Jugoslavije u razdoblju od 1955. do 1974. godine. Pri tomu će metodološki postupci u osnovi biti prilagođeni zahtjevima analize proizvodnje i zahtjevima koje postavlja ekonometrija na upotrebu linearnog normalnog regresijskog modela. Osnovni je cilj članka mjerenje i rješavanje metodoloških problema a manja će pozornost biti poklonjena vezi između dobivenih rezultata i promjena u privrednom sistemu.

1. OCJENJIVANJE ISKORIŠTENOSTI FAKTORA PROIZVODNJE

Iz definicije funkcije proizvodnje proizilazi da je za ocjenjivanje parametara neophodno raspolagati podacima o utrošcima faktora proizvodnje ili veličinama faktora proizvodnje u upotrebi. Jedino u slučaju kad ne postoje ciklička kolebanja u privredi možemo utroške faktora ili faktore u upotrebi zamijeniti raspoloživim faktorima. Budući da opisana situacija u privredi ne postoji i da ne raspolazemo podacima koji se po definiciji nameću, moramo izvršiti njihovu procjenu. To je ujedno i prvi zadatak koji treba riješiti u daljnjoj analizi.

Od osnovnih je pretpostavki linearnog normalnog regresijskog modela da su eksplantorne varijable međusobno nezavisne. Ta pretpostavka implicira zahtjev da se procjena utroška nekog faktora ili veličina tog faktora u upotrebi izvrši nezavisno od procjene odgovarajućih veličina drugih faktora. Slijedeća je osnovna pretpostavka linearnog normalnog regresijskog modela da stohastički članovi za svaku opservaciju imaju jednaku varijancu. Prema toj pretpostavci nužno je procijeniti utroške faktora ili njihove veličine u upotrebi nezavisno od kretanja proizvodnje koja je zavisna varijabla u funkciji.

Definicija funkcije proizvodnje ukazuje na to što je potrebno procijeniti a zahtjevi koji proizlaze iz pretpostavki linearnog normalnog regresijskog modela određuju osnovne stavove kojih se pri tom valja držati. Time je jasno određen put daljnjoj analizi.

1.1. Metodologija ocjenjivanja iskorištenosti osnovnih sredstava

Većina je načina ocjenjivanja iskorištenosti osnovnih sredstava dovodi u vezu s kretanjem zaposlenosti ili proizvodnje. Ti postupci nisu u skladu s postavljenim zahtjevima. Stoga pođimo od činjenice da

su osnovni potrošači električne energije u industriji, elektromotori, elektropeći i drugi termički uređaji, elektrolitički uređaji, uređaji za galvanizaciju i rashladni uređaji i od pretpostavki da je kretanje ukupne energetske snage tih potrošača izražena u kwh čvrsto korelirana s kretanjem osnovnih sredstava i opreme, te da odnosom njihove stvarne i potencijalne potrošnje električne energije možemo aproksimirati promjene stupnja iskorištenosti osnovnih sredstava. Nadalje, pretpostavit ćemo, kao što se uobičajava, da navedeni potrošači mogu raditi kontinuirano (8.760 sati godišnje) i da se 10% električne energije gubi u obliku topline. Iz navedenog slijedi da ocijenjena potencijalna potrošnja, P_{it} , u i -toj grani proizvodnje u godini t iznosi

$$P_{it} = \frac{8.760}{0,9} \frac{E_{it} + E_{i(t-1)}}{2} \quad (1)$$

U (1) E_{it} označuje energetska snagu na kraju godine t a $E_{i(t-1)}$ energetska snagu na kraju godine $(t-1)$.

Ako stvarnu potrošnju električne energije obilježimo sa A_{it} tada stopu iskorištenosti osnovnih sredstava u istoj grani proizvodnje shvaćenu kao apsolutnu mjeru možemo izraziti zapisom

$$U_{it} = \frac{A_{it}}{P_{it}} \quad (2)$$

Zbog različitih tehnoloških značajki industrijskih grana proizvodnje rezultati na temelju izraza (2) nisu pogodni za usporedbu iskorištenosti osnovnih sredstava između grana. Da bismo mogli vršiti usporedbu maksimalnu iskorištenost u i -toj grani, dobivenu pomoću (2) u određenom razdoblju uzmimo kao standard potpune iskorištenosti osnovnih sredstava. Upotrebom tog standarda serije stopa iskorištenosti dobivene pomoću (2) pretvaramo u usporedive serije

$$\hat{U}_{it} = 100 \frac{U_{it}}{\max U_{it}} \quad (3)$$

Ako je opravdana pretpostavka da je kretanje energetske snage čvrsto korelirano s kretanjem osnovnih sredstava i opreme sa (3) možemo množiti raspoloživa osnovna sredstva i dobiti seriju osnovnih sredstava u upotrebi.

$$\hat{K}_{it} = \hat{U}_{it} \frac{K_{it} + K_{i(t-1)}}{2} \quad (4)$$

U (4) \hat{K}_{it} označuje osnovna sredstva u upotrebi, K_{it} raspoloživa osnovna sredstva na kraju godine t i $K_{i(t-1)}$ raspoloživa osnovna sredstva na kraju godine $(t-1)$.

Zbrajanjem osnovnih sredstava u upotrebi po granama proizvodnje dobijemo osnovna sredstva u upotrebi u industriji:

$$\bar{K}_t = \sum_{i=1}^n \bar{K}_{it} \quad (5)$$

Opisani način dobivanja osnovnih sredstava u upotrebi u skladu je s definicijom funkcije proizvodnje i zahtjevima koji proizilaze iz pretpostavki linearnog normalnog regresijskog modela.

1.1.1. Opravdanost metodologije

Osnovno opravdanje za upotrebu opisane metodologije dao je Foss, Murray F. kada je, uočivši da u Sjedinjenim Američkim Državama snaga elektromotora predstavlja pretežan dio ukupne pogonske snage, pisao: »Kada bi mogli pronaći kako su intenzivno radili motori imali bi procjenu intenzivnosti kojom su radili strojevi koje motori pokreću«. (1963; str. 10).

Jorgeson, D. W. i Griliches, Z. (1957; str. 265) nalaze da je ta metodologija prikladnija za procjenu iskorištenja ukupnog kapitala od upotrebe one prema kojoj se relativno korištenje kapitala proučavaju s relativnim korištenjem rada.

Heathfield, David F. (1972; str. 209) temelji prednost opisanog postupka na pogodnim svojstvima električne energije. Ona je savršeno homogen utrošak invarijantne kvalitete. Zbog toga ne postoje problemi i mjerenja i agregiranja. Nadalje, ona se ne uskladištava pa je tok u proces identičan onome što se u procesu koristi.

U našem slučaju snazi elektromotora pridodana je snaga ostalih već nabrojanih potrošača zbog toga što pojedine grane industrije imaju veće faze proizvodnje u kojima iskorištenje osnovnih sredstava zavisi o iskorištenju tih potrošača a ne o iskorištenju elektromotora.

Preostaje da ilustriramo da osnovni potrošači troše pretežan dio električne energije u industriji, opravdamo isključivanje primarnih pokretača iz analize i napokon da pokažemo kako postoji uska korelacijska veza između kretanja energetske snage, snage elektromotora, osnovnih sredstava i opreme.

Za ilustraciju navedene činjenice dovoljno je navesti da su osnovni potrošači u godini 1974. potrošili preko 95% ukupno potrošene električne energije u industriji.

U predočenoj metodologiji u analizu nisu uključeni primarni pokretači. Osnovne su značajke tih pokretača da koriste prirodnu energiju, da direktno sudjeluju u procesu proizvodnje i da ne pokreću generatore za proizvodnju električne energije. Za ocjenu njihove iskorištenosti trebalo bi raspolagati podacima o potrošnji različitih vrsta goriva koje troše i izvršiti konverziju utrošenih kalorija u električnu energiju. Potrebni podaci ne postoje. To je osnovni razlog isključivanju primarnih pokretača iz analize. Međutim, isključivanje nema značajnijih posljedica jer je udio pogonske snage tih pokretača u ukupnoj po-

gonskoj snazi koja obuhvaća snagu primarnih i sekundarnih pokretača konstantno malen. On je iznosio 9,4% u godini 1955. a 7% koncem 1974. godine. Jedino je udio primarnih pokretača velik u industriji nafte i to je uzeto u obzir pri ocjenjivanju iskorištenosti osnovnih sredstava u toj grani.

Konačno, provjerimo na empirijskim podacima pretpostavku prema kojoj se dugoročno kretanje osnovnih sredstava i opreme može zamijeniti dugoročnim kretanjem energetske snage ili kretanjem pogonske snage elektromotora. U tu svrhu navodimo koeficijente korelacije koji pokazuju smjer kretanja i intenzitet slaganja kretanja između navedenih veličina.

Koeficijenti korelacije između osnovnih sredstava i energetske snage (1), osnovnih sredstava i snage elektromotora (2), opreme i energetske snage (3) te opreme i snage elektromotora (4)

Industrijska grana	1	2	3	4
Proizvodnja i preradba ugljena	0,964	0,974	0,957	0,967
Proizvodnja i preradba nafte	0,978	—	0,968	—
Črna metalurgija	0,971	0,971	0,973	0,965
Raznobojna metalurgija	0,969	0,987	0,974	0,985
Proizvodnja i preradba nemetala	0,988	0,991	0,988	0,991
Metalna industrija	0,996	0,995	0,996	0,996
Brodogradnja	0,952	0,963	0,943	0,957
Elektroindustrija	0,972	0,994	0,979	0,994
Kemijska industrija	0,980	0,990	0,973	0,990
Industrija građevnog materijala	0,997	0,997	0,996	0,996
Drvena industrija	0,995	0,996	0,997	0,994
Industrija papira	0,975	0,985	0,959	0,976
Tekstilna industrija	0,984	0,988	0,987	0,987
Industrija kože i obuće	0,950	0,962	0,945	0,952
Industrija gume	0,990	0,990	0,985	0,988
Prehrambena industrija	0,958	0,949	0,968	0,961
Grafička industrija	0,977	0,981	0,968	0,973
Industrija duhana	0,990	0,986	0,995	0,996

Napomene:

- 1) Koeficijenti korelacije između osnovnih sredstava i energetske snage i koeficijenti korelacije između opreme i energetske snage odnose se na razdoblje od 1961. do 1974. godine a ostali koeficijenti na razdoblje od 1955. do 1974. godine.
- 2) U industriji nafte izračunati su koeficijenti korelacije između osnovnih sredstava i pogonske snage, te opreme i pogonske snage za razdoblje od 1955. do 1974. godine.

Izračunati koeficijenti nedvosmisleno potvrđuju postavljenu hipotezu. Oni su po veličini međusobno veoma bliski bez obzira koja dva para koeficijenata za pojedinu granu proizvodnje uspoređujemo. Pored toga, rezultati impliciraju paralelizam u kretanju osnovnih sredstava i opreme. Udio vrijednosti opreme u ukupnoj vrijednosti osnovnih sredstava industrije iznosio je 53,5% u godini 1955. a 52,7% u 1970. godini. Tek od godine 1970. udio vrijednosti opreme rastao je nešto brže i iznosio je 55,5% u 1974. godini. Međutim, to je kraće razdoblje u kojem nisu značajnije narušene dugoročne tendencije.

Navedenim je dovoljno opravdana upotreba opisane metodologije, te preostaje da se prikažu rezultati i izloži tumačenje o njima.

1.1.2. Rezultati i interpretacija

Prije prikazivanja rezultata potrebna su još neka objašnjenja u vezi s njihovim dobivanjem.

Iskorištenost osnovnih sredstava u industriji u razdoblju od 1962. do 1974. godine dobivena je striktno primjenjujući opisanu metodologiju.

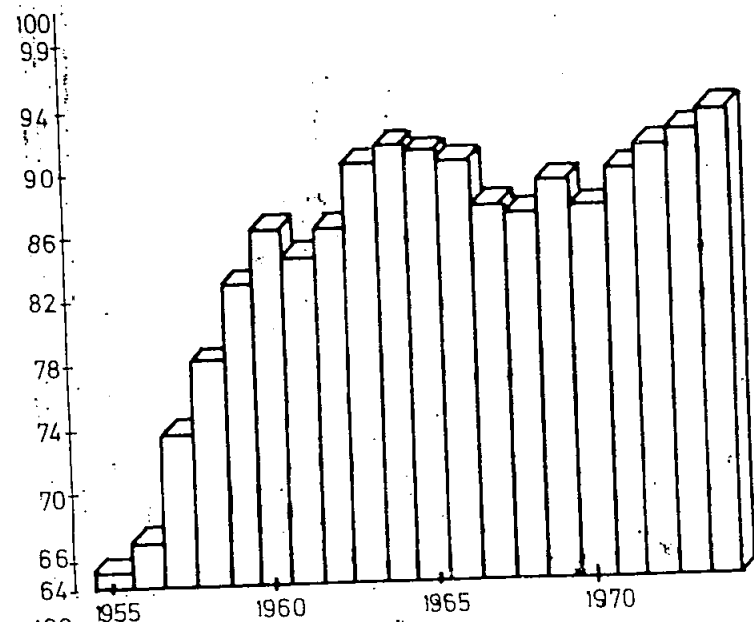
Ocijenjivanje za 1960. i 1961. godinu izvedeno je stavljajući u odnos ukupnu potrošnju električne energije i potencijalnu potrošnju elektromotora, elektropeći i drugih termičnih uređaja jer o snazi ostalih u metodologiji navedenih potrošača ne postoje podaci. Na isti način ocijenjene su stope iskorištenosti osnovnih sredstava za 1962. godinu. Dinamika promjena tako izračunatih stopa upotrijebljena je za dobivanje veza sa stopama iskorištenosti u 1962. godini koje su izračunate striktno primjenjujući osnovnu metodologiju.

Za razdoblje od 1955. do 1959. godine postoje jedino podaci o nominalnoj snazi elektromotora za 1955. i 1959. godinu i podaci o ukupnoj potrošnji električne energije po granama proizvodnje za svaku godinu tog razdoblja. Nominalna snaga elektromotora za 1956. i 1958. godinu procijenjena je kao vrijednost dobivena linearnom interpolacijom između nominalnih snaga elektromotora susjednih godina. Za sve godine tog razdoblja iskorištenost je ocijenjena kao odnos ukupne potrošnje električne energije i potencijalne potrošnje elektromotora. Isti postupak primijenjen je za 1960. godinu i dinamika izračunatih stopa upotrijebljena je za dobivanje veza sa stopama iskorištenosti u 1960. godini koje su dobivene na ranije opisan način. Legitimnost postupka opravdava čvrsta korelacijska veza između stopa iskorištenosti koje predstavljaju odnos ukupne potrošnje električne energije i potencijalne potrošnje energetske snage i stopa koje predstavljaju odnos ukupne potrošnje električne energije i potencijalne potrošnje elektromotora u razdoblju od 1962. do 1974. godine.

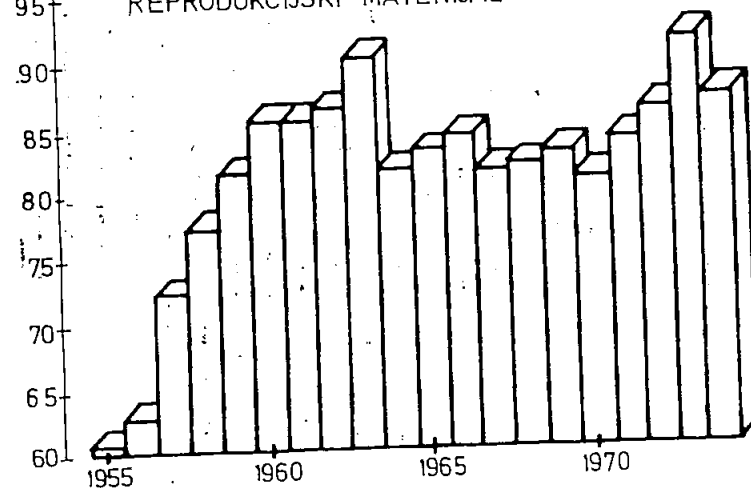
U elektroenergiji i industriji nafte iskorištenost osnovnih sredstava ocijenjena je na specifičan način.

Stope iskorištenosti osnovnih sredstava u elektroenergiji izračunate su kao odnos proizvodnje električne energije na generatoru i potencijalne proizvodnje koja predstavlja umnožak instalirane snage u MW sa 8.760. Ocijenjena je instalirana snaga polovinom godine.

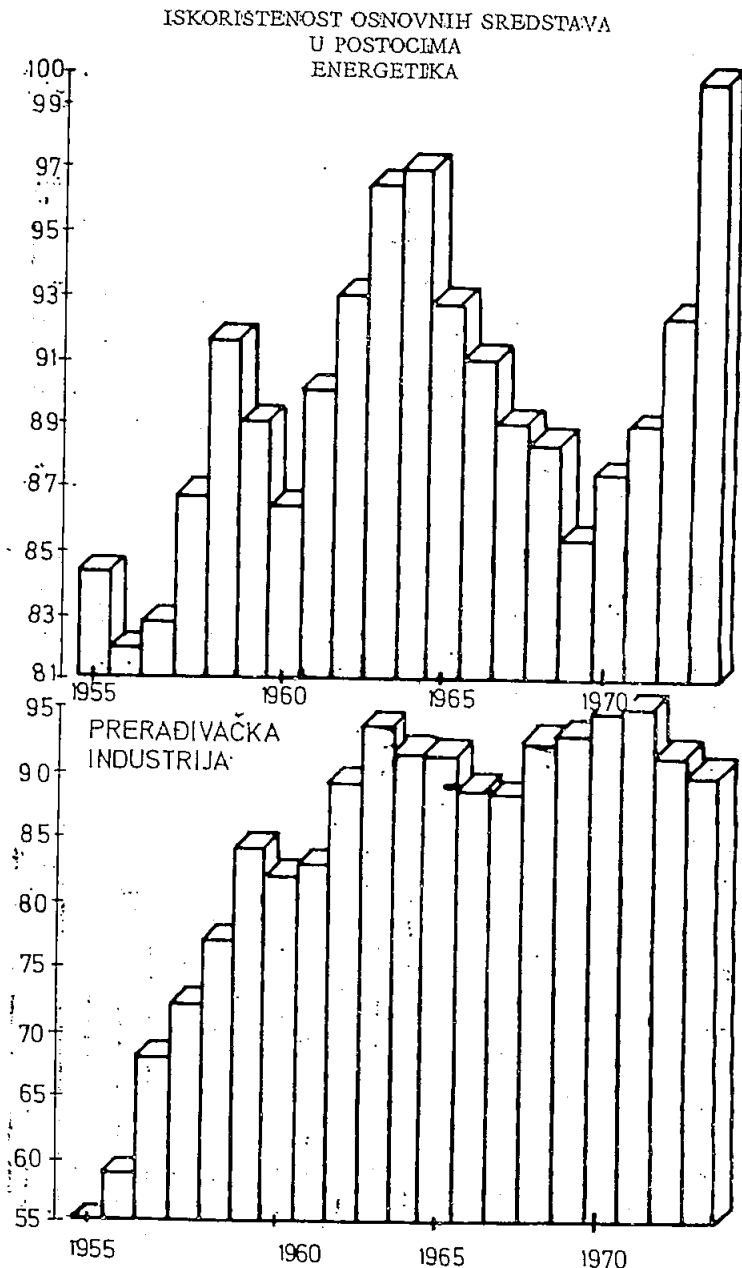
ISKORISTENOST OSNOVNIH SREDSTAVA U POSTOCIMA INDUSTRIJAMA



OSTALE GRANE KOJE PROIZVODE REPRODUKCIJSKI MATERIJAL



Slika 1.



Slika 2.

Iskorištenost osnovnih sredstava u naftnoj industriji predstavlja odnosa potrošnje električne energije i tekućih goriva konvertiranih u električnu energiju (1 kg tekućeg goriva = 10.000 kilogram kalorija = 11,628 kWh) s jedne strane i potencijalne potrošnje primarnih i sekundarnih pokretača s druge strane.

Napokon grafički ćemo predočiti dobivene rezultate za industriju, energetiku, grane koje pretežno proizvode reproduksijske materijale i prerađivačku industriju. Energetika obuhvaća: elektroenergiju, industriju ugljena i naftnu industriju, dok u grane za proizvodnju reproduksijskih materijala ubrajamo: crnu metalurgiju, raznobojnu metalurgiju, industriju nemetala, kemijsku industriju i industriju građevnog materijala. Prerađivačka industrija obuhvaća ostale grane proizvodnje.

Zbog ograničenosti prostora nemoguće je podrobnije interpretirati dobivene rezultate. Ograničit ćemo se na najosnovnije uzroke koji su do njih doveli i to posebno u razdoblju od godine 1955. do 1964. i u razdoblju od 1965. do 1974. godine.

Odmah se uočava da je, nasuprot uvriježenom shvaćanju, iskorištenost osnovnih sredstava u industriji na početku razdoblja od 1955. do 1964. godine bila veoma niska kao i to da se ona veoma brzo povećavala. U godini 1955. iskorištenost je iznosila 64,9%, u 1960. godini, 86,0% a zatim se, izuzev godina 1961. i 1962. povećavala i u godini 1964. iznosila 91,2%. Navedene činjenice djelomično objašnjavaju brzi rast industrijske proizvodnje u tom razdoblju.

U administrativnom razdoblju pretežan dio akumulacije investiran je u industriju. U okviru industrije investicije u energetiku i bazičnu industriju rale su znatno brže od investicija u prerađivačku industriju. Rast poljoprivredne proizvodnje bio je spor. Brza industrijalizacija uvjetovala je brzi rast zaposlenosti radne snage sa sela koja je slabo poznavala procese proizvodnje u industriji. a samoupravljanje, inaugurirano 1950. godine, nije praćeno skladnim promjenama u privrednom sistemu. Zbog toga nije čudno što su još u 1956. godini među osnovne razloge neiskorištenosti kapaciteta ubrajani: neusklađen razvoj industrije i drugih područja proizvodnje, neusklađen razvoj same industrije u kojoj proizvodnja sirovina i energije nije bila u stanju podmiriti potrebe izgrađenih kapaciteta, prenapregnutos platne bilance i nedostatak visokokvalificiranih kadrova.

Navedeni problemi dobro su uočeni u razdoblju provedbe drugog Društvenog plana privrednog razvoja Jugoslavije i relativno uspješno rješavani. U razdoblju od 1956. do 1960. udio se bruto investicija u osnovna sredstva industrije u ukupnim bruto investicijama smanjio u odnosu na prethodno razdoblje. U strukturi investicija u industriju povećao se udio u energetiku i prerađivačku industriju, a smanjio udio u bazičnu industriju. U tom je razdoblju završena već započeta izgradnja objekata koji su bili »uska grla«. Problem opskrbe reproduksijskim materijalima koji je ostao jedan od osnovnih dugoročnih problema rješavan je uvozom. Naglo je porastao broj visokokvalificiranih kadrova a razvoj privrednog sistema i samoupravljanja postao je skladniji. Sve je to imalo za posljedicu brzi rast iskorištenosti osnovnih sredstava.

Do pada iskorištenosti u 1961. i 1962. godini doveli su dugoročni i kratkoročni uzroci. Djelomično otklanjanje kratkoročnih uzroka među

kojima su osnovni bili: restriktivna kreditna politika, promjene u raspodjeli dohotka i promjene vanjskotrgovinskog i deviznog režima dovele je do daljnjeg povećanja iskorištenosti osnovnih sredstava u 1963. i 1964. godini.

U drugom razdoblju stope iskorištenosti osnovnih sredstava, izuzev u 1973. i 1974. godini, manje su od stope u 1964. godini. Tek 1973. i 1974. godine one iznose 91,5% i 92,7% i neznatno su veće od stope u 1964. godini. Pri tom je karakteristično da se te stope od početka 1965. godine iz godine u godinu smanjuju. Tek od 1970. godine stopa se iskorištenosti počela povećavati. Blago povećavanje nastavilo se do kraja 1974. godine. Povećavanje stopa iskorištenosti osnovnih sredstava u ovom razdoblju za razliku od prethodnog, nije više bilo dodatni izvor rasta proizvodnje.

Početak ovog razdoblja poklapa se s početkom privredne reforme. Njeni osnovni ciljevi dobro su poznati: brzi rast proizvodnje i proizvodnosti, intenzivnije povećavanje životnog standarda putem povećanja udjela osobnih dohodaka u nacionalnom dohotku, modernizacija i rekonstrukcija kapaciteta, poboljšanje organizacije i tehnologije proizvodnje i visok stupanj liberalizacije razmjene s inozemstvom radi postizanja konvertibilnosti dinara. Rezultati ostvarivanja tih ciljeva dobro su poznati a ogledaju se i u kretanju stopa iskorištenosti osnovnih sredstava. Predviđeni rast nije ostvaren u skladu s tim i politikom raspodjele razina investicija bila je manja od očekivane. To je onemogućilo ostvarivanje predviđene modernizacije i rekonstrukcije. Liberalizacija razmjene i politika povećavanja životnog standarda dovele su do povećanja iskorištenosti osnovnih sredstava u prerađivačkoj industriji i do izrazito slabe iskorištenosti osnovnih sredstava u industrijama koje proizvode reprodukcijski materijal. To u uvjetima brzog rasta proizvodnje dovodi do povećanja deficita platne bilance. Strukturni problemi dolaze do punog izražaja.

1.2. *Utrošak rada u prirodnim jedinicama mjere*

Broj zaposlenih radnika predstavlja fond a ne tok. Zbog toga je u skladu s definicijom proizvodne funkcije nužno upotrijebiti podatke o stvarno izvršenim radnim satima.

Podaci o efektivnom radnom vremenu postoje skoro za čitavo promatrano razdoblje. Oni manjkaju za godine 1955, 1961, 1971, i 1973. Ocjena efektivnog radnog vremena za 1955. godinu dobivena je uz pretpostavku da je ona rasla istom stopom kao i zaposlenost. Ukupno je efektivno radno vrijeme u 1956. godini dijeljeno koeficijentom rasta zaposlenosti da bi se dobila ocjena za 1955. godinu. Za ostale navedene godine prvo je linearnom interpolacijom procijenjena vrijednost proizvodnosti rada po efektivnom radnom satu kao vrijednost istoimene proizvodnosti između susjednih godina. Potom je društveni proizvod dijeljen tako dobivenom proizvodnošću i ocijenjen broj efektivnih radnih sati.

Od 1955. do 1964. godine ne postoji značajniji raskorak između tempa rasta efektivnog radnog vremena i tempa rasta zaposlenosti, dok je nakon tog razdoblja taj raskorak značajan.

1.2.1. Metodologija izražavanja rada u usporedivim jedinicama mjere

Zbog raznolikosti u kvaliteti različite vrste rada ne mogu se jednostavno zbrajati da bi se dobio utrošak rada u procesu proizvodnje u usporedivim jedinicama mjere.

U teoriji se obično navode tri vrste uzroka koji djeluju na učinkovitost radne snage. U prvu vrstu spadaju uzroci koji podjednako djeluju na povećanje djelotvornosti svih radnika i obično se taj utjecaj predočuje rastućom eksponencijalnom funkcijom vremena. U drugu vrstu uzroka spadaju unapređenje i širenje obrazovanja. Oni imaju za posljednicu da su radnici koji kasnije ulaze u proces proizvodnje djelotvorniji od radnika koji se u njemu već nalaze. Treće je učinak starenja radnika. Intenzitet tog učinka smanjuje njegovu djelotvornost.

Zanemarit ćemo prvu vrstu uzroka jer se njihov utjecaj ogleda u stopi neopredmećenog tehnološkog napretka. Prisiljeni smo zanemariti i učinak starosti jer ne postoje zadovoljavajuće vremenske serije starosne distribucije radne snage. Ako se uzme u obzir da se prosječna starost radnog kontingenta vrlo sporo mijenja to nije velik propust. Dakle, zadržimo se samo na utjecaju koji vrši obrazovanje na kvalitetu radne snage.

Edward Denison je godine 1968. predočio ukupan rad u jedinicama iste efikasnosti kao sumu njegovih ponderiranih po kvaliteti različitih komponenti. Pretpostavio je da odnosi u osobnim primanjima različitih vrsta radnika iz iste dobne skupine odražavaju odnose njihovih marginalnih proizvodnosti i upotrijebio ih kao pondere. Nadalje, pretpostavio je beskonačnu elastičnost supstitucije između različitih vrsta rada. To mu je omogućilo da pondere efikasnosti iz jedne godine upotrijebi za duže razdoblje. Njegov pristup možemo predočiti simboličnim zapisom

$$R^*_t = R_{jt} + \sum_{i=2}^n C_i R_{it} c_i = \frac{W_i}{W_j}, \quad i = 2 \dots n \quad (1)$$

u kojem R^*_t predstavlja ukupan rad u jedinicama iste efikasnosti, R_{jt} veličinu i-te vrste rada u godini t i c odnos prosječnih primanja i-te vrste rada i prosječnih primanja izabrane vrste rada R_{jt} .

Opisani način agregiranja izgleda dosta restriktivan. Zbog toga je Samuel Bowles (1970) isprobao još dva alternativna načina. Prema prvom agregatnu količinu rada u jedinicama iste efikasnosti promatrao je kao funkciju njenih heterogenih komponenti koja ima jediničnu elastičnost supstitucije ili simbolički

$$R^*_t = \sum_{i=1}^n R_{it}^{\alpha_i} \quad (2)$$

gdje α_i predstavlja udio primanja i-te vrste rada u ukupnim primanjima svih radnika.

Drugi način manje je restriktivan jer se polazi od funkcije s konstantnom elastičnošću supstitucije, to jest

$$R^*_t = (d_i R_{it}^{-\rho} + d_j R_{jt}^{-\rho})^{-\frac{1}{\rho}}, \quad d_i + d_j = 1 \quad (3)$$

Za ocjenjivanje elastičnosti supstitucije koristio je relaciju

$$\ln \frac{w_{it}}{w_{jt}} = a + b_{ij} \ln \frac{R_{it}}{R_{jt}} + v_i, \quad i \neq j \quad (4)$$

iz koje proizlazi da je $\sigma_{ij} = -\frac{1}{b_{ij}}$.

Ako ponuda i-te vrste rada raste brže od ponude j-te valja očekivati pad nadnice i-te vrste u odnosu na j-tu vrstu. U uvjetima kada ponuda radne snage zadovoljava potražnju količinski i strukturno ocijenjena vrijednost b_{ij} bit će negativna. Ako (4) ne postoji Denisonov način agregiranja je prihvatljiv. U to se lako možemo uvjeriti ako u (3) uvrstimo $\rho = -1$. Kada je $\sigma_{ij} = 1$ tada se agregiranje izvodi prema (2).

Iz navedenog slijedi da je u empirijskom radu najbolje testirati egzistenciju izraza (3) kojeg su (1) i (2) specijalni slučajevi.

1.2.2. Ocjenjivanje pondera

U cilju konkretnog agregiranja u industriji testirat ćemo (3) na empirijskom materijalu za privredu i industriju. Radna snaga prema stupnju stručnog obrazovanja podijeljena je na osam kategorija: visoko stručno obrazovanje, više stručno obrazovanje, srednje stručno obrazovanje, niže stručno obrazovanje, visokokvalificirani radnici, kvalificirani radnici, polukvalificirani i nekvalificirani radnici. Navedene kategorije numerirane su u analizi od 1 do 8 istim redoslijedom. Podaci o osobnim dohodcima po kvalifikacijama prema stupnju stručnog obrazovanja postoje za razdoblje od 1963. do 1974. godine, pa se analiza odnosi na to razdoblje. Od 56 mogućih ocjena navodimo samo one koje su prihvatljive sa statističkog i ekonometrijskog stajališta.

Ocjene veza između odnosa osobnih dohodaka i odnosa kvalifikacija

$\ln \frac{w_i}{w_j}$	a	b_{ij}	R^2 i F	D-W	σ_{ij}
Privreda					
$\ln \frac{w_1}{w_2}$	0.51177	0.09838 (0.04012)	0.3130 6.01	1.70679	— 10.16
$\ln \frac{w_1}{w_3}$	0.56365	0.17824 (0.06537)	0.3691	0.99895	— 5.61

w_3					
$\ln \frac{w_3}{w_2}$	0.01834	-0.26742 (0.05273)	0.6920 25.72	2.01656	3.74
w_3					
$\ln \frac{w_3}{w_4}$	-0.00119	-0.18839 (0.05273)	0.7909	1.96019	5.31
w_3					
$\ln \frac{w_3}{w_7}$	0.36068	-0.12655 (0.04198)	0.4237	1.40178	7.90
w_3					
$\ln \frac{w_3}{w_1}$	0.42509	-0.09736 (0.04663)	0.2389	1.42160	10.27
Industrija					
w_2					
$\ln \frac{w_2}{w_3}$	0.46116	0.13160 (0.03440)	0.5535 14.63	1.21450	-7.60
w_3					
$\ln \frac{w_3}{w_4}$	0.29952	-0.06932 (0.02338)	0.6835 8.49	1.49309	14.43
w_3					
$\ln \frac{w_3}{w_5}$	-0.02622	-0.35547 (0.07144)	0.6835 24.76	2.48856	7.81
w_3					
$\ln \frac{w_3}{w_6}$	-0.02354	-0.17883 (0.04319)	0.5947 17.14	1.13998	5.59
w_3					
$\ln \frac{w_3}{w_8}$	0.33855	-0.13895 (0.04540)	0.4306 9.32	1.38337	7.22
w_4					
$\ln \frac{w_4}{w_1}$	0.12028	0.29549 (0.12917)	0.2779 5.23	1.6591	-3.38

Premda je skoro kod svih regresija koeficijent determinacije dosta malen, pouzdanost ocijenjenih parametara \hat{b}_{ij} , govori u prilog njihova postojanja. U većini slučajeva koeficijent \hat{b}_{ij} imaju očekivani predznak. Za slučajeve u kojima nije dobiven očekivani predznak može se dati slijedeća ekonomska interpretacija. Premda ponuda radnika neke kvalifikacije raste brže od ponude radnika neke druge kvalifikacije to nužno ne mora dovesti do pada prosječnih osobnih primanja prve u odnosu na drugu ako privreda znatno više oskudijeva kadrom prve kvalifikacije.

Za nas je najvažnije da većina relacija ne postoji. U svim tim slučajevima, koji su ovdje zbog preopširnosti izostavljeni, parametri b_{ij} zna-

čajno se ne razlikuju od nule. To implicira beskonačnu elastičnost supstitucije. U malom broju slučajeva gdje relacija postoji elastičnost supstitucije dosta je velika. U cijelini gledano nalazi pokazuju da je moguće ukupan rad u usporedivim jedinicama mjere izraziti ponderiranjem različitih kvalifikacija odnosima osobnih dohodaka iz jedne godine. Kao koeficijent ponderacije upotrijebljeni su odnosi osobnih dohodaka različitih kvalifikacija i osobnih dohodaka nekvalificiranih radnika u privredi Jugoslavije iz 1964. godine.

Budući da ne postoje podaci o strukturi radnog vremena po kvalifikacijama nužno je poistovjetiti tu strukturu s kvalifikacijskom strukturom radne snage. Zbog toga je prvi zadatak pronaći strukturu zaposlenih prema stupnju stručnog obrazovanja i potom ponderirati udjele te strukture izabranim ponderima, da bi se dobio koeficijent prosječne stručne obrazovanosti koji ćemo označiti sa C_i .

Tim koeficijentom množimo ukupno efektivno radno vrijeme i dobijamo broj radnih sati u usporedivim jedinicama mjere, odnosno u našem slučaju broj uvjetnokvalificiranih radnih sati.

$$L^* = C_i L_i \quad (1)$$

gdje je značenje simbola očito.

1.2.3. Promjene prosječne kvalitete rada

Prije navođenja rezultata, kao što je najavljeno u prethodnoj točki, valja objasniti način dobivanja kvalifikacijske strukture zaposlenih.

Prvu nama dostupnu iscrpniju anketu o kvalifikacijskoj strukturi zaposlenih prema stupnju stručnog obrazovanja u industriji provela je Savezna industrijska komora za 1956. godinu. Drugi izvor podataka o toj strukturi za 1961. godinu predstavljaju knjige popisa stanovništva. Na temelju tih izvora ocijenjena je kvalifikacijska struktura zaposlenih u industrijskim granama proizvodnje u ostalim nespomenutim godinama do 1961. godine. Pri tom se pošlo od činjenice da u industriji i granama proizvodnje u razdoblju od 1955. do 1960. godine nije bilo većih oscilacija u stopama rasta zaposlenosti i od pretpostavke da u takvim uvjetima nije moglo biti skokovitih promjena u njenoj kvalifikacijskoj strukturi. Uzimajući navedeno u obzir i stavljajući da je (Rio/Ro) udio iste kvalifikacije u ukupnom broju zaposlenih neke grane u 1956. godini a (R_{15}/R_0) odgovarajući udio u 1961. godini proizlazi da je stopa rasta i-tog udjela

$$p_i = \frac{1}{5} \left(\ln \frac{R_{15}}{R_5} - \ln \frac{R_{10}}{R_0} \right), \quad i = 1, 2, \dots, 8 \quad (1)$$

a veličina bilo kojeg udjela u bilo kojoj godini iz spomenutog razmaka

$$\frac{R_{it}}{R_t} = \frac{R_{i0}}{R_0} e^{p_i t} \quad (2)$$

U (1) $\hat{\alpha}_t$ označuju elastičnost proizvodnje s obzirom na rad, $\hat{\beta}_t$ elastičnost proizvodnje s obzirom na kapital i v_t stohastički član. Stohastički član množi relaciju (1). To je posljedica pretpostavke da odnosi elastičnosti osciliraju oko linije ekspanzije. Uz uobičajenu pretpostavku da je očekivana vrijednost logaritama stohastičkog člana jednaka nuli očekivana vrijednost od (1) glasi:

$$g = \exp \left[- \sum_{t=1}^n \ln \frac{\hat{\alpha}_t}{\hat{\beta}_t} \right] \quad (2)$$

Nakon dobivanja g Cobb-Douglasovu proizvodnu funkciju bez ograničenja na prinose možemo napisati u slijedećem regresijskom obliku

$$\ln Q_t = \alpha + \beta (\ln \hat{K}_t + g \ln L_t) + \lambda_t + v_t \quad (3)$$

i klasičnom metodom najmanjih kvadrata ocijeniti parametre α i β . Potom, se dobije ocjena parametra α

$$\hat{\alpha} = \sum \beta g \quad (4)$$

kao i ocjena prinosa

$$\hat{\alpha} + \beta = \beta (g + 1) \quad (5)$$

2.2. Dobivene ocjene za industriju

U skladu s opisanom metodologijom u prethodnoj točki ocijenjeni su parametri Cobb-Douglasove proizvodne funkcije bez ograničenja na prinose za industriju za svaku godinu iz razdoblja od 1955—1974. godine. Pri tom su podaci o društvenom proizvodu, efektivnom radnom vremenu, uvjetnonekvalificiranom radnom vremenu i osnovnim sredstvima u upotrebi po granama proizvodnje bili opservacije ocjenjivanja. Nakon toga ocijenjeni su antilogaritmi očekivanih vrijednosti logaritama odnosa elastičnosti društvenog proizvoda s obzirom na rad i elastičnosti proizvodnje s obzirom na osnovna sredstva razdoblja za koja je ocjenjivanje parametara vršeno.

Ocijenjeni antilogaritmi očekivanih vrijednosti logaritama odnosa elastičnosti

Razdoblja	$g = \exp \left[\ln \frac{\hat{\alpha}_t}{\hat{\beta}_t} \right]$	$g^* = \exp \left[\ln \frac{\hat{\alpha}_t^*}{\hat{\beta}_t^*} \right]$
1955—1974.	2.4156	2.9269
1957—1974.	2.2611	2.6792
1955—1964.	3.7682	4.5805
1965—1974.	1.5485	1.8702

Pokušaj da se upotrebom u tablici navedenih ocjena ocijene parametri regresije (3) iz prethodne točke nije uspio zbog čvrste multikolinearnosti i jake pozitivne autokorelacije. Zbog toga je pretpostavljeno da je koeficijent autokorelacije jednak jedinici kako bi istodobno riješili problem autokorelacije i multikolinearnosti. U skladu s tom pretpostavkom ocijenjeni su parametri dviju slijedećih regresija.

$$\ln \frac{Q_t}{Q_{t-1}} = \beta \left(\ln \frac{\hat{K}_t}{\hat{K}_{t-1}} + g \ln \frac{L_t}{L_{t-1}} \right) + \lambda \quad (1)$$

$$\ln \frac{Q_t}{Q_{t-1}} = \beta \left(\ln \frac{\hat{K}_t}{\hat{K}_{t-1}} + g^* \ln \frac{L_t^*}{L_{t-1}^*} \right) + \lambda^* \quad (2)$$

Izuzev za razdoblje od 1955. do 1964. godine rezultati zadovoljavaju statističke, ekonometrijske i teorijske kriterije. U idućoj tabeli navodi-mo rezultate za dva razdoblja:

Statističke i ekonometrijske značajke ocjene Cobb-Douglasove proizvodne funkcije

Paz.	Par.	Ocjena	Standardne greške	T-vrijednosti	Razina vj. u %	R ² i F	r' i D-W	izv. par.	Vrijednosti
1935—1974.	β	0.27890	0.03760	7.42514	0.00	0.7505	-9.1193	a	4.3409
	λ	0.04109	0.00860	4.78028	0.02	55.13	1.5859	α	0.67371
	β^*	0.24860	0.03200	7.76307	0.00	0.7670	-0.0316	α^*	3.3727
	λ^*	0.03848	0.00853	4.51054	0.03	60.27	1.6281	α^*	0.72763
1965—1974.	β	0.87140	0.09160	4.05267	0.49	0.6585	0.3083	a	5.1275
	λ	0.03599	0.01137	3.16623	1.58	16.42	1.3670	α	0.57511
	β^*	0.33890	0.07110	4.76611	0.20	0.7308	0.0333	α^*	3.9317
	λ^*	0.03384	0.01018	3.32367	1.27	22.72	1.2524	α^*	0.63381

Valja odmah upozoriti da su u našem slučaju, pored vrijednosti Durban-Watsonovih statistika, navedene vrijednosti koeficijenata korelacije ranga, r', između ocijenjenih stohastičkih članova i eksplantorne varijable. Njihove vrijednosti značajno se ne razlikuju od nule pri uobičajenim razinama vjerojatnosti. To pokazuje da je heteroshedastičnost odsutna.

Nakon dobivenih ocjena parametara β i β^* izvedene su odgovarajuće vrijednosti α i α^* a potom vrijednosti a i a^* . Tako su utvrđeni potpuni oblici Cobb-Douglasovih proizvodnih funkcija.

Ocijenjene vrijednosti parametara β i β^* veće su a parametara α i α^* manje u razdoblju od godine 1965. do 1974. nego u cjelokupnom razdoblju. Posljedica je to rasta elastičnosti proizvodnje u odnosu na osnovna sredstva i smanjivanja elastičnosti proizvodnje s obzirom na rad. Takva kretanja otkrivena su nakon ocjenjivanja proizvodnih funkcija po godinama. Utvrđeno je i to da su ona bila suprotna stvarnom kretanju udjela rentala i bruto osobnih dohodaka u društvenom proizvodu.

U slučaju kada se pretpostavi da se širenje obrazovanja opredmećuje u generacijama radnika koji kasnije ulaze u radni kontingent, to jest kada se rad izrazi uvjetnonekvalificiranim satima, elastičnost proizvodnje s obzirom na rad veća je od odgovarajuće elastičnosti u modelu u kojem je rad izražen efektivnim satima, dok su elastičnost proizvodnje s obzirom na osnovna sredstva i stope tehnološkog napretka manje. Navedeni odnosi posljedica su sporijeg rasta uvjetnonekvalificiranih efektivnih radnih sati od rasta efektivnih radnih sati i u skladu su s teorijskim stavom prema kojem se povećava elastičnost proizvodnje s obzirom na faktor čiji se rast smanjuje. Manja stopa tehnološkog napretka pri većem koeficijentu determinacije znači da se povećava objašnjenje varijacija proizvodnje kretanjem uvjetnonekvalificiranog rada i osnovnih sredstava.

Za sada je najvažnije da ocijenjene funkcije dobro opisuju vezu između društvenog proizvoda i varijabli koje to kretanje objašnjavaju. Tu tvrdnju zorno predočuje grafikon na kojem su prikazane stvarne i ocijenjene stope rasta društvenog proizvoda za ukupno razdoblje i kojem komentar nije potreban.

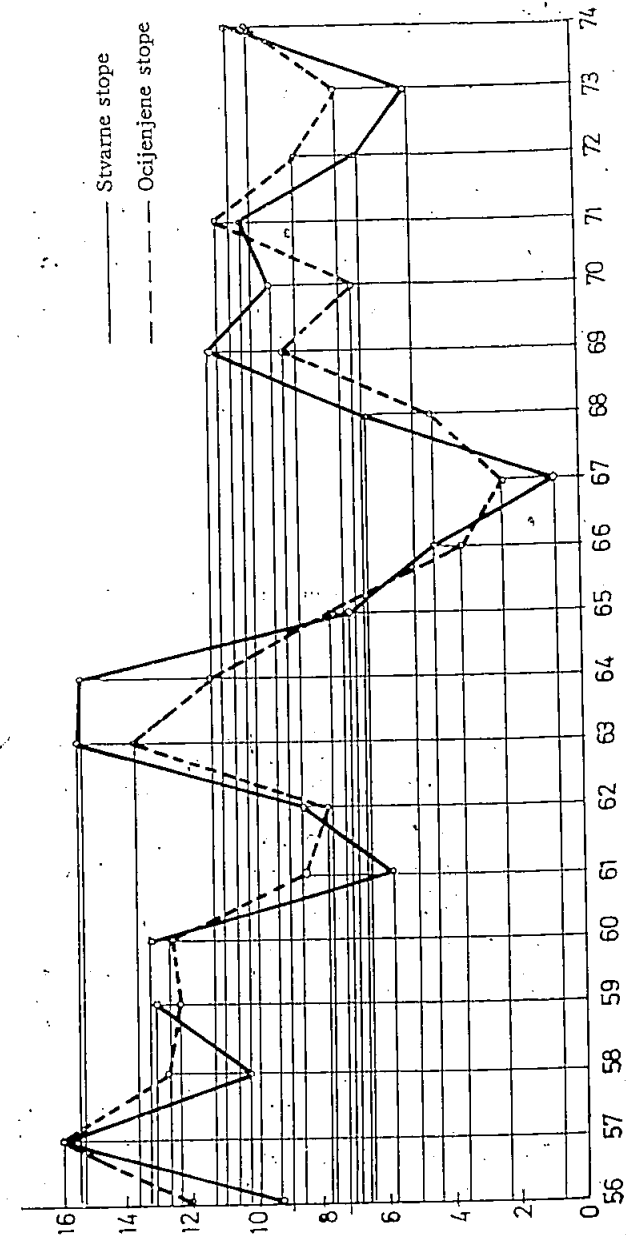
2.3. Stope tehnološkog napretka i društvenog proizvoda

Na temelju ocjena proizvodnih funkcija iz prethodne točke možemo brojevno iskazati odnos stope tehnološkog napretka i stope rasta društvenog proizvoda. Kada je rad izražen efektivnim radnim satima stopa neopredmećenog tehnološkog napretka iznosi 4,109 a u uvjetnonekvalificiranim satima 3,848. U razdoblju je od godine 1955. do 1974. prosječna godišnja stopa rasta društvenog proizvoda industrije iznosila 9,47% a u njoj udjeli navedenih stopa tehnološkog napretka 43,3% i 40,63%. Preostali dio stope rasta društvenog proizvoda posljedica je rasta osnovnih sredstava i radnog vremena.

Pri izražavanju odnosa stopa tehnološkog napretka i društvenog proizvoda po godinama uzet ćemo u obzir da su se elastičnosti društvenog proizvoda s obzirom na osnovna sredstva i rad mijenjale. U tom slučaju nakon logaritmiranja Cobb-Douglasove proizvodne funkcije i deriviranja po vremenu dobijamo sljedeći izraz za stopu rasta.

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \alpha \frac{\dot{L}}{L} + \beta \frac{\dot{K}}{K} + \alpha \ln L + \beta \ln K + \lambda \quad (1)$$

STVARNE I OCIJENJENE STOPE RASTA DRUŠTVENOG PROIZVODA U INDUSTRIJI PRI PRETPOSTAVCI DA JE TEHNOLOŠKI NAPREDAK NEOPREDMEČEN



Slika 3.

Ako L i K izražavamo indeksnim brojevima strukturu stope rasta možemo aproksimirati zapisom

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \alpha \frac{\dot{L}}{L} + \beta \frac{\dot{K}}{K} + \beta \frac{\Delta \dot{K}}{K} + \alpha \frac{\Delta L}{L} + \lambda \quad (2)$$

u kojem zbroj trećeg i četvrtog člana na desnoj strani predočuje učinak pristranog tehnološkog napretka na stopu rasta društvenog proizvoda.

U našem slučaju učinak pristranog tehnološkog napretka nije značajan jer su promjene elastičnosti proizvodnje s obzirom na osnovna sredstva i rad približno jednake, neskokovite i suprotnog znaka.

Zbog toga ćemo promatrati odnos suma triju zadnjih članova na desnoj strani izraza (2) i stopa rasta društvenog proizvoda po godinama. Elastičnosti društvenog proizvoda s obzirom na osnovna sredstva po godinama dobivene su upotrebom ocijenjenih vrijednosti društvenog proizvoda i odnosa elastičnosti, g_t , na slijedeći način

$$\alpha_t = \frac{\ln \hat{Q}_t - \ln \hat{a} - \hat{\lambda}_t}{\ln \hat{K}_t + g_t \ln L_t} \quad (3)$$

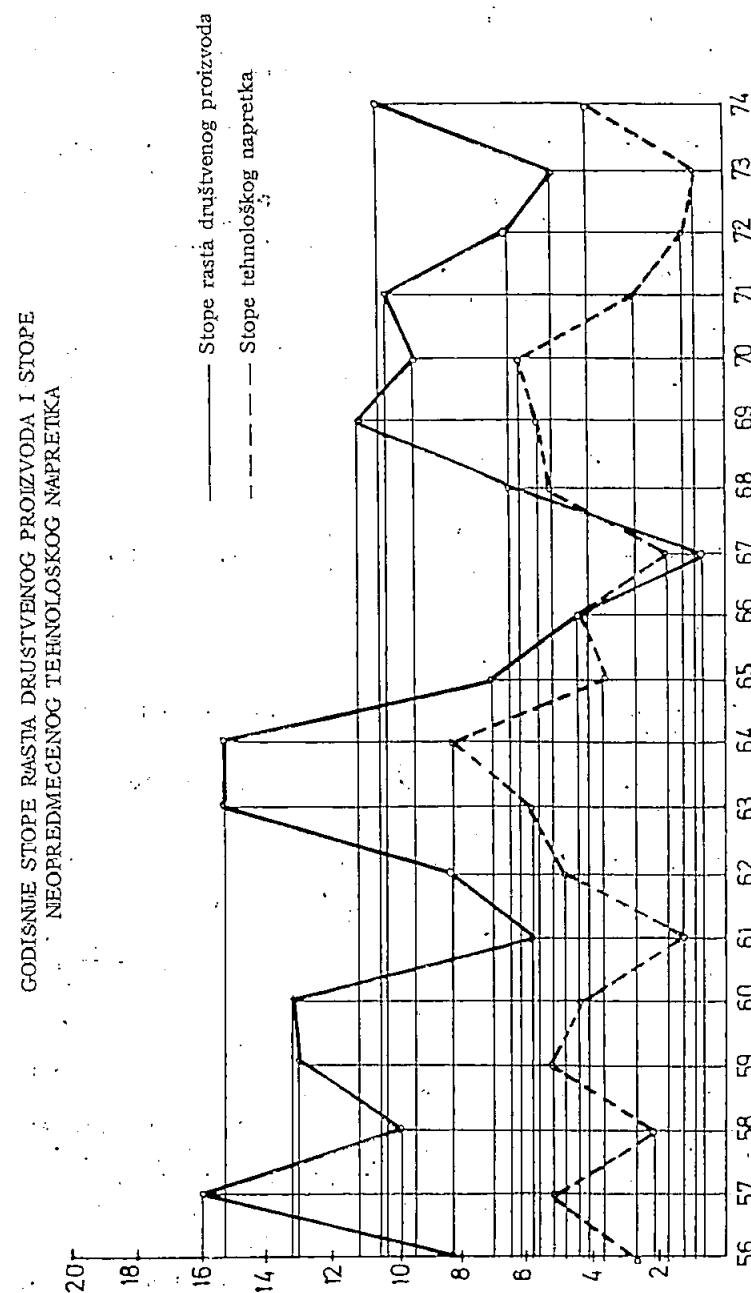
a nakon toga elastičnosti s obzirom na efektivno radno vrijeme pomoću izraza

$$\alpha_t = \beta_t g_t \quad (4)$$

Upotrebom ocjena iz (3) i (4) dobili smo strukturu stopa rasta društvenog proizvoda koju postulira izraz (2). Ocijenjena suma triju zadnjih članova na desnoj strani izraza (2) predstavlja utjecaj neopredmećenog tehnološkog napretka na rast društvenog proizvoda. Odnos tako dobivenih stopa neopredmećenog tehnološkog napretka i stopa rasta društvenog proizvoda zorno se vidi na slijedećem grafikonu (str. 203).

Na grafikonu vidimo kako oscilacije stopa rasta društvenog proizvoda i stopa neopredmećenog tehnološkog napretka imaju isti smjer. Koeficijent korelacije ranga između stopa rasta društvenog proizvoda i stopa tehnološkog napretka iznosi 0,594 i značenjski se razlikuje od nule pri uobičajenoj razini vjerojatnosti. Njegova veličina pokazuje da većini stopama rasta društvenog proizvoda odgovaraju veće stope tehnološkog napretka.

Na grafikonu se također vidi da se veličine stope tehnološkog napretka postupno približavaju veličinama stopa rasta društvenog proizvoda. To je posljedica sporijeg smanjivanja stope tehnološkog napretka od stope rasta društvenog proizvoda. Zbog toga nije čudno što je koeficijent korelacije ranga između stopa rasta društvenog proizvoda i udjela stopa tehnološkog napretka u tim stopama negativan. On iznosi -0,359.



Slika 4.

Iz navedenog možemo zaključiti da tehnološko znanje raste prilično stabilnom konstantnom stopom i da se ubrzanje rasta proizvodnje može skoro isključivo postići intenzivnijim investiranjem i zapošljavanjem. To zorno ilustrira povećanje razlika između stopa rasta društvenog proizvoda i stopa tehnološkog napretka u cikličkim vrhovima u odnosu na ciklička udolja i potvrđuje jako pozitivna korelacijska veza između suma udjela doprinosa osnovnih sredstava i efektivnog radnog vremena s jedne strane i stopa rasta društvenog proizvoda s druge strane. Koefficient korelacije ranga između spomenutih veličina iznosi 0,854 i pokazuje da je redoslijed stopa rasta društvenog proizvoda po veličini skoro zamjenjiv s redoslijedom suma udjela doprinosa osnovnih sredstava i rada. Prema tome, iako je pri većoj stopi rasta veća stopa tehnološkog napretka ona nije osnovna odrednica ubrzanja rasta proizvodnje.

Zanimljivo je vidjeti i kakva je bila struktura stopa rasta društvenog proizvoda po razdobljima. U tu svrhu sastavljena je sljedeća tablica:

Struktura stopa rasta društvenog proizvoda u industriji po razdobljima

Razdoblje	$\frac{100}{t} \ln \frac{Q_t}{Q_0}$	$\frac{100}{t} \alpha \ln \frac{L_t}{L_0}$	$\frac{100}{t} \beta \ln \frac{K_t}{K_0}$	$100 \bar{\lambda}$
1955—1964.	11,88	4,61	2,79	4,46
1954—1974.	7,31	0,64	2,93	3,74
1955—1974.	9,47	2,52	2,86	4,09

— α i β označuju prosječne elastičnosti za odgovarajuća razdoblja a $\bar{\lambda}$ prosječnu stopu tehnološkog napretka

Stopa rasta društvenog proizvoda i stopa tehnološkog napretka veće su u prvom nego u drugom razdoblju. Pri tom je udio stope tehnološkog napretka u stopi društvenog proizvoda veći u drugom nego u prvom razdoblju. To ukratko potvrđuje ono što je već rečeno o odnosu stopa društvenog proizvoda i tehnološkog napretka.

Doprinos rasta radnog vremena rastu društvenog proizvoda u razdoblju od godine 1964. do 1974. apsolutno i relativno višestruko se smanjio u odnosu na razdoblje od 1955. do 1964. godine. Dva su osnovna uzroka tog pojavi. To su opadanje elastičnosti društvenog proizvoda s obzirom na rad i naglo usporavanje rasta efektivnog radnog vremena u drugom u odnosu na prvo razdoblje. Opisana pojava jasno pokazuje posljedice reformnske politike koja je prenaplašavala maksimiziranje proizvodnosti rada i zanemivala punu zaposlenost.

Doprinos rasta osnovnih sredstava rastu društvenog proizvoda apsolutno i relativno je veći u drugom nego u prvom razdoblju. Posljedica je to povećanja elastičnosti društvenog proizvoda s obzirom na osnovna sredstva koje je više nego nadoknadilo usporavanje njihova rasta. Iz navedenog proizlazi da je alokacija investicija u drugom razdoblju, u kojemu su promjene u strukturi osnovnih sredstava bile intenzivnije nego u prvom, bila efikasnija nego u prvom razdoblju. Međutim, spori rast

efektivnog radnog vremena i manja stopa akumulacije nisu mogle održati veličinu stope rasta iz prvog razdoblja.

3. DOPRINOS ŠIRENJA OBRAZOVANJA STOPI RASTA

U ovoj točki izvest ćemo model koji omogućuje da se ukupan doprinos rasta radnog vremena rastu društvenog proizvoda rastavi na doprinos njegova prostog povećanja, na doprinos održavanja konstantne stručne obrazovanosti i na doprinos unapređenja prosječne obrazovanosti. Doprinos održavanja i unapređivanja obrazovanosti radne snage posljedica su širenja obrazovanja koje se opredmećuje u radnoj snazi. Prema tome, oba doprinosa predstavljaju doprinos obrazovanja. Ocjenjivanje ukupnog doprinosa obrazovanja neobično je važno, jer je u većini empirijskih radova samo doprinos unapređenja prosječne stručne obrazovanosti promatran kao doprinos obrazovanja a zanemaren doprinos održavanja i s tim u skladu izvlačen pogrešan zaključak da je kod brzorastućih ekonomija utjecaj obrazovanja na rast beznačajan.

Način izvoda modela bit će detaljnije nego u prethodnoj točki predočena struktura stope rasta društvenog proizvoda po razdobljima.

3.1. Model

Funkciju proizvodnje

$$Q = f(L_1, L_2, \dots, L_n, \hat{K}, t) \quad (1)$$

možemo pisati

$$\therefore Q = F(L^*, \hat{K}, t); L^* = g(L_1, L_2, \dots, L_n) \quad (2)$$

ako je marginalna stopa supstitucije između bilo koje dvije vrste rada nezavisna od \hat{K} i t i ako je L^* linearno homogena funkcija.

Pri izvođenju efektivnog broja uvjetno nekvificiranih radnih sati nije se pošlo od pretpostavke da na »tržištima rada« vlada savršena konkurencija već da su odnosi osobnih dohodaka različitih kvalifikacija jednaki, odnosno njihovih fizičkih marginalnih proizvodnosti kao i od pretpostavke da su nezavisni od osnovnih sredstava i vremena. Time je ispunjen prvi uvjet agregiranja. Testiranje je pokazalo da je L^* aproksimativno linearno homogena funkcija. Na taj način pokazano je da je i drugi uvjet ispunjen. Prema tome (2) je legitimno napisana funkcija.

Ako potražimo totalni diferencijal od (2) dobit ćemo

$$dQ = \frac{\partial F}{\partial L^*} dL^* + \frac{\partial F}{\partial K} dK + \frac{\partial F}{\partial t} dt \quad (3)$$

Kad izraz (3) podijelimo sa Q i dt dobijemo stopu rasta

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \alpha^* \frac{\dot{L}^*}{L^*} + \beta^* \frac{\dot{K}}{K} + \lambda^* \quad (4)$$

Prirast uvjetnonekvalificiranih radnih sati, L^* , možemo izraziti kao sumu umnožaka prirasta efektivnih radnih sati različitih kvalifikacija i pondera c_i koje smo ranije odredili

$$L^* = \sum c_i L_i; \quad i = 1, 2 \dots 8 \quad (5)$$

ili u obliku

$$L^* = L + \sum (c_i - 1) \hat{L}_i; \quad c_i = 1 \quad (6)$$

gdje jedinica u našem slučaju predstavlja ponder uz nekvalificirane radnike.

U (6) prvi član na desnoj strani predočuje prirast efektivnog radnog vremena a drugi prirast radnog vremena koji je posljedica širenja obrazovanja. Prirast koji se pripisuje širenju obrazovanja možemo rastaviti na dva dijela. U tu svrhu stavimo da je udio efektivnih radnih sati bilo koje kvalifikacijske skupine u ukupnom efektivnom radnom vremenu

$$a_i = \frac{L_i}{L} \quad (7)$$

Poslije eksplicitnog izražavanja L_i i diferenciranja po vremenu dobijamo

$$\dot{L}_i = a_i \dot{L} + \dot{a}_i L \quad (8)$$

Kad (8) uvrstimo u obrazovnu komponentu izraza (6) tada dobije slijedeći oblik

$$\sum (a_i - 1) \dot{L}_i = L \sum (a_i - 1) \dot{a}_i + L \sum a_i \dot{a}_i \quad (9)$$

budući da je $\sum a_i = 0$.

U (9) prvi član na desnoj strani izražava prirast uvjetnonekvalificiranog radnog vremena koji se pripisuje održavanju konstantne stručne obrazovanosti, a drugi dio prirasta koji se pripisuje poboljšanju prosječne obrazovanosti.

Ako (9) uvrstimo u (6) i nakon toga dobiveni izraz u (3) izraz za stopu rasta postaje

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \alpha^* \left\{ \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{L} \sum (a_i - 1) \dot{a}_i + L \sum a_i \dot{a}_i}{L} \right\} + \beta^* \frac{\dot{K}}{K} + \lambda^* \quad (10)$$

Budući da je $L^* = L \sum c_i a_i$ i $\sum a_i = 1$ izraz (10) možemo napisati u konačnom obliku

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \alpha^* \frac{\dot{L}}{L^*} + \alpha^* \left\{ \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{L}}{L^*} \right\} + \alpha^* \frac{\sum c_i \dot{a}_i}{\sum c_i a_i} + \beta^* \frac{\dot{K}}{K} + \lambda^* \quad (11)$$

u kojem prvi član na desnoj strani predstavlja doprinos prostog porasta efektivnog radnog vremena rastu društvenog proizvoda, drugi član doprinos održavanja konstantne obrazovanosti, treći član doprinos unapređenja prosječne obrazovanosti, četvrti član doprinos rasta osnovnih sredstava i peti član stopu tehnološkog napretka. Suma drugog i trećeg člana predstavlja ukupan doprinos širenja obrazovanja. Ako tome nadodamo prvi član dobijemo ukupan doprinos radne snage.

3.2. Dobiveni rezultati i njihova interpretacija

Već smo ocijenili α^* , β^* i λ^* . Odgovarajuće ocjene po godinama izvedene su kao i ranije. Preostaje da ukratko navedemo rezultate po razdobljima:

Struktura stopa rasta društvenog proizvoda

Razdoblje	$\frac{\dot{Q}}{Q}$	$\alpha^* \frac{\dot{L}}{L^*}$	$\alpha^* \left(\frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{L}}{L^*} \right)$	$\alpha^* \frac{\sum c_i \dot{a}_i}{\sum c_i a_i}$	$\beta^* \frac{\dot{K}}{K}$	λ^*
1955—1960.	12.31	4.73	1.20	0.38	1.58	6.31
1960—1964.	11.35	2.82	0.81	0.37	1.18	4.00
1955—1964.	11.88	3.88	1.03	0.38	1.41	5.29
1964—1969.	6.10	0.38	-0.11	0.51	0.40	0.02
1969—1974.	8.52	1.45	0.52	0.22	0.74	2.19
1964—1974.	7.31	0.53	0.21	0.38	0.59	1.12
1955—1974.	9.47	2.12	0.60	0.38	0.98	3.10

Numeričke vrijednosti u tablici predstavljaju diskretne aproksimacije teorijskih vrijednosti u zaglavlju.

Za kretanje ukupnih doprinosa pojedinih faktora proizvodnje i kretanje tehnološkog napretka, te za njihov međusobni odnos vrijede zaključci koji su ranije izvedeni. Navodimo samo to da je sada stopa nepredmećenog tehnološkog napretka 3.82 i da njen udio u stopi rasta društvenog proizvoda iznosi 40.33%. Ostali dio stope rasta društvenog proizvoda pripisuje se rastu osnovnih sredstava i uvjetnonekvalificiranog radnog vremena. Preostaje da se pokloni veća pozornost na doprinos širenju obrazovanja rastu društvenog proizvoda.

U razdoblju od godine 1955. do 1974. udio doprinosa rasta uvjetno-nekvalificiranih efektivnih radnih sati u stopi rasta društvenog proizvoda iznosi 32,73% pri čemu na doprinos obrazovanja otpada 10,34%. Iznos tog udjela i udjela tehnološkog napretka iznosi 50,67%. U ukupnom doprinosu rada udio doprinosa širenja obrazovanja iznosi 31,59%.

Struktura doprinosa širenja obrazovanja veoma je zanimljiva. Od ukupnog doprinosa širenja obrazovanja na doprinos napora da se održi konstantna stručna obrazovanost pada 61,22% a na doprinos unapređenja tek 38,78%. Iz navedenog jasno proizlazi od kolike je važnosti kvantificiranje učinka održavanja konstantne stručne obrazovanosti u ekonomiji u kojoj zaposlenost raste relativno brzo. Što je veća stopa rasta zaposlenosti neophodni su veći napori da se održi nepromijenjena prosječna obrazovanost. To jasno pokazuje koeficijent korelacije ranga između stopa rasta radnih sati i održavanja konstantne stručne obrazovanosti koji iznosi 0,988. Možemo reći da su dvije ljestvice prvenstva skoro međusobno zamjenjive. Istodobno, koeficijent korelacije ranga između stopa rasta društvenog proizvoda i stopa rasta radnih sati iznosi 0,766. Prema tome, što je veća stopa rasta proizvodnje veća je stopa rasta utrošenog rada i napori za održavanje konstantne stručne obrazovanosti.

U uvjetima brzog rasta zaposlenosti teško je očekivati značajnije promjene u kvalifikacijskoj strukturi radne snage, pa prema tome i čvršću vezu između poboljšanja prosječne stručne obrazovanosti i rasta proizvodnje i zaposlenosti. Koeficijente korelacije ranga između unapređenja prosječne stručne obrazovanosti i stopa rasta zaposlenosti iznosi 0,184, a između te obrazovanosti i stopa rasta društvenog proizvoda 0,166.

Doprinos širenja obrazovanja rastu društvenog proizvoda od godine 1955. do 1964. bio je oko 2,5 puta veći od odgovarajućeg doprinosa u razdoblju od 1964. do 1974. godine. Veličina tog doprinosa smanjivala se znatno brže od stope rasta društvenog proizvoda. Njegov je udio u stopi rasta društvenog proizvoda u prvom razdoblju iznosio 11,86% a u drugom 8,07%. Taj relativni pad doprinosa obrazovanja može se povezati s intenzivnim zapošljavanjem radne snage u inozemstvu koje je uslijedilo nakon donošenja privredne reforme. On pokazuje da je velik broj kvalificirane radne snage napuštao zemlju radi privremene zaposlenosti u inozemstvu. Navedeno postaje još očitije ima li se na umu da je priliv novoškoloranih kadrova iz godine u godinu bio sve veći.

Zanimljiva je i struktura doprinosa širenja obrazovanja rastu društvenog proizvoda po razdobljima. U razdoblju je godina 1955. i 1964. doprinos održavanju konstantne stručne obrazovanosti 2,7 puta veći od doprinosa njenog unapređenja. Ta činjenica ponovo pokazuje kolika je važnost procijeniti doprinos održavanja konstantne obrazovanosti. Obrnuto je u drugom razdoblju. Doprinos unapređenja skoro je dvostruko veći od doprinosa održavanja. To pokazuje kako je mnogo manja potreška poistovjećivati doprinos obrazovanja s doprinosom unapređenja prosječne obrazovanosti u uvjetima sporog rasta nego u uvjetima brzog rasta zaposlenosti.

Posebno valja zapaziti da je pad efektivnog radnog vremena u razdoblju od 1964. do 1969. godine imao negativan učinak na stopu rasta

društvenog proizvoda koji se jedva kompenzirao doprinosom unapređenja prosječne obrazovanosti.

Napokon, ako uspoređujemo dva razdoblja sa stajališta apsolutne i relativne veličine doprinosa obrazovanja rastu društvenog proizvoda očito je da je razdoblje od godine 1955. do 1964. znatno efikasnije od razdoblja godina 1964. i 1974. Spomenuto nije teško dovesti u vezi s promjenama u privrednom sistemu.

Z A K L J U C C I

U skladu sa definicijom, funkcije proizvodnje, ekonometrijskim zahtjevima i činjenicom da u privredi postoje cikličke oscilacije ocijenjena je iskorištenost osnovnih sredstava i kretanja efektivnog radnog vremena.

Rezultati pokazuju da je iskorištenost osnovnih sredstava u godini 1955. iznosila 64,9% i da je rasla veoma brzo do 1964. godine. Ta činjenica koja je posljedica transformacije etatičke u samoupravnu privredu djelomično objašnjava brz rast društvenog proizvoda (12% godišnje) u navedenom razdoblju.

Rezerva u iskorištenosti osnovnih sredstava dobrim su dijelom iscrpljene do 1964. godine. Nakon te godine, izuzev 1969, stopa iskorištenosti osnovnih sredstava smanjivala se sve do zaključno 1970. godine. To kretanje, koje je djelomično utjecalo na naglo usporavanje rasta, jedna je od negativnih posljedica promjena u privrednom sistemu koje je inaugurirala privredna reforma.

Nakon godine 1970. došlo je do blagog ubrzanja rasta proizvodnje i povećanja stope iskorištenosti osnovnih sredstava. Tek je u 1973. i 1974. godini stopa iskorištenosti neznatno premašila stopu iz 1964. godine.

Iskorištenost radnog vremena bila je znatno bolja u razdoblju do 1964. godine nego u razdoblju od 1964. do 1974. godine premda je u ovom posljednjem došlo do skraćivanja radnog tjedna. Skraćivanje radnog tjedna nije moglo ni približno ublažiti nepovoljne utjecaje privredne reforme na rast zapošljavanja koji je u prvom razdoblju iznosio 6,28%, a u drugom tek 2,92% godišnje.

Rezultati pokazuju da se prosječna stručna obrazovanost od 1955. do 1974. godine unapređivala po stopi 0,54% godišnje. Tako spori rast posljedica je nemogućnosti sistema obrazovanja da osigura dovoljan broj kvalificiranih kadrova u uvjetima brzog rasta zaposlenosti. Zbog toga je sasvim prirodno da je stopa unapređenja prosječne stručne obrazovanosti bila veća u razdoblju od godine 1964. do 1974. (0,62% godišnje) nego u razdoblju od 1955. do 1964. godine (0,46% godišnje) kada je rast zaposlenosti bio izuzetno brz.

Ocijenjena godišnja stopa tehnološkog napretka za ukupno razdoblje iznosi 4,1%, a njen udio u stopi rasta društvenog proizvoda oko 43,2%. U razdoblju je do 1964. godine godišnja stopa tehnološkog napretka iznosila oko 4,5%, a njen udio u stopi rasta oko 37,5%, dok su odgovarajuće veličine u razdoblju nakon 1964. godine iznosile oko 3,7% i 49,5%.

Činjenica da je stopa tehnološkog napretka u razdoblju od 1964. do 1974. godine bila manja, a njen udio u stopi rasta društvenog proizvoda veći nego u razdoblju od godine 1955. do 1964. potakla je pomnu analizu odnosa stopa tehnološkog napretka i stopa rasta društvenog proizvoda. Ta analiza pokazuje kako stope tehnološkog napretka imaju isti smjer kretanja kao i stope društvenog proizvoda ali da je intenzitet tog smjera znatno slabiji. Stoga je koeficijent korelacije ranga između stopa tehnološkog napretka i stopa rasta društvenog proizvoda (0,594) pozitivan, a između stopa rasta društvenog proizvoda i udjela stopa tehnološkog napretka u stopama rasta društvenog proizvoda negativan (-0,359). Iz tih činjenica izveden je pouzdan zaključak da je za ubrzanje rasta društvenog proizvoda neophodno ubrzati rast faktora proizvodnje.

U većini empirijskih radova doprinos se širenja obrazovanja poistovjećuje s doprinosom unapređenja prosječne stručne obrazovanosti radne snage a neopravdano zanemaruje dio doprinosa koji pripada obrazovanju za održavanje konstantne stručne obrazovanosti. Taj propust nije učinjen i u trećem dijelu ocijenjena su oba doprinosa.

Rezultati pokazuju da je, u razdoblju od 1955. do 1974. godine, udio doprinosa širenja obrazovanja u stopi rasta društvenog proizvoda iznosio 10,34%, a u ukupnom doprinosu rada 31,59%. Doprinos održavanja konstantne stručne obrazovanosti bio je znatno veći od doprinosa unapređenja prosječne stručne obrazovanosti. Udio je tog doprinosa u ukupnom doprinosu širenja obrazovanja iznosio 61,22%. Ta činjenica pokazuje od kolike je važnosti kvantificiranje utjecaja održavanja konstantne stručne obrazovanosti u ekonomiji u kojoj relativno brzo raste zaposlenost. Tu važnost potvrđuje i koeficijent korelacije ranga (0,988) između doprinosa održavanja konstantne stručne obrazovanosti i stopa rasta radnog vremena.

Primljeno: 24. 3. 1980.

Prihvaćeno: 3. 4. 1980.

CITIRANA LITERATURA

1. Bowles, S. "Aggregation of Labor Inputs in Economics of Growth and Planning: Experiments with a Two-level CES Functions", J.P.E., Jan.—Feb. 1970, str. 68—81.
2. Denton, E. *Why Growth Rates Differ: Postwar Experience in Nine Western Countries*, The Brookings Institution, Washington, 1967.
3. Foss, M.F.: "The Utilization of Capital Equipment: Postwar Compared With Prewar", *Survey of Current Business*, June 1963, str. 8—16.
4. Heathfield, D.F.: "The Measurement of Capital Usage Using Electricity Consumption Data for the U.K.", *J.R. Statist. Soc. A*, 1972, str. 208—220.
5. Jorgeson, D. Griliches, Z.: "The Explanation of Productivity Change", *R.E.S.*, July 1967, str. 249—284.

DOKUMENTACIJA

IZVORI PODATAKA

a) Društveni proizvod po cijenama iz 1966. godine

1. SGJ 1975, str. 1132.

b) Zaposlenost

1. Zaposlenost 1952—1963, SB 310, SZS, Beograd, lipanj 1964, str. 22.
2. Zaposlenost 30. 9. 1974. SB 911, SZS, Beograd, srpanj 1975, str. 7.

c) Radno vrijeme

1. SGJ 1956, str. 276.
2. SGJ 1957, str. 330.
3. Plate u privredi u 1957. godini, SB 114, Beograd, lipanj 1958, str. 28.
4. SGJ 1959, str. 238.
5. SGJ 1960, str. 258.
6. SGJ 1961, str. 436.
7. Lični dohoci u privredi u 1961, SB 238, SZS, Beograd, kolovoz 1962, str. 30.
8. Iskorišćenje radnog vremena 1964, SB 408, SZS, Beograd, svibanj 1966, str. 21—25.
9. Iskorišćenje radnog vremena 1965, SB 432, SZS, Beograd, studeni 1966, str. 23—27.
10. Iskorišćenje radnog vremena 1966, SB 499, SZS, Beograd, studeni 1977, str. 23—27.
11. Lični dohoci i iskorišćenje radnog vremena 1967, SB 555, SZS, Beograd, ožujak 1969, str. 28—36.
12. Iskorišćenje radnog vremena 1968, SB 680, SZS, Beograd, kolovoz 1971, str. 6.
13. Iskorišćenje radnog vremena 1969, SB 718, SZS, Beograd, veljača 1972, str. 6.
14. Iskorišćenje radnog vremena 1970, SB 804, SZS, Beograd, studeni 1973, str. 6.
15. Iskorišćenje radnog vremena 1972, SB 899, SZS, Beograd, travanj 1975, str. 6.
16. Podaci za 1974. godinu pribavljeni su od Saveznog zavoda za statistiku prije službenog objavljivanja.

d) Kvalifikacijska struktura zaposlenih

1. Anketa o stručnim kadrovima, Savezna industrijska komora, Beograd, travanj 1958.
2. Popis stanovništva 1961, knjiga 4, drugi dio, SZS, Beograd, 1969, str. 272.
3. SGJ 1965, str. 99.
4. SGJ 1966, str. 99.

5. Zaposleno osoblje prema stepenu stručnog obrazovanja i stepenu stručne spreme 1966—1968, SB 652, SZS, Beograd, veljača, 1971, str. 7—9.
6. Zaposleno osoblje prema stepenu stručnog obrazovanja i stepenu stručne spreme 1969, SB 672, SZS, Beograd, lipanj 1971, str. 7.
7. Zaposleno osoblje prema stepenu stručnog obrazovanja i stepenu stručne spreme 1970, SE 760, SZS, Beograd, prosinac 1972, str. 9.
8. Zaposleno osoblje prema stepenu stručnog obrazovanja i stepenu stručne spreme 1972, SE 857, SZS, Beograd, listopad 1974, str. 7.
9. Podaci za 1974. godinu pribavljeni su od Saveznog zavoda za statistiku prije službenog objavljivanja.

e) *Prosječni neto osobni dohoci prema stupnju stručnog obrazovanja*

1. SGJ 1965, str. 508.
2. SGJ 1966, str. 284.
3. Lični dohoci po kvalifikacijama, SB 643, SZS, Beograd, studeni 1970, str. 10.
4. Lični dohoci po kvalifikacijama, SB 668, SZS, Beograd, svibanj 1971, str. 10.
5. SGJ 1971, str. 269.
6. SGJ 1972, str. 490.
7. SGJ 1973, str. 285. i 286.
8. SGJ 1974, str. 311.
9. SGJ 1975, str. 301.
10. Podaci za 1974. godinu pribavljeni su od Saveznog zavoda za statistiku prije službenog objavljivanja.

f) *Osnovna sredstva*

- 1.1. Osnovna sredstva društvene privrede SFRJ, SR i SAP 1952—1971. u cijena 1966. Studije, analize i prikazi, SZS, Beograd, 1973, str. 102—105.
2. Podaci za ostale godine pribavljeni su od Saveznog zavoda za statistiku.

g) *Snaga primarnih i sekundarnih pokretača i uređaja koji troše električnu energiju*

1. Statistički bilten »Industrijska preduzeća« broj: 283, str. 18, 333, str. 24, 382, str. 23. i 25, 442, str. 16—19. i 34, str. 14—17. i 34, 606, str. 17—20, 695, str. 17—20, 734, str. 17—20, 769, str. 18—21. i 37, 825, str. 17—20, 883, str. 19—22. i 36, 955, str. 17—20. i 33.

h) *Potrošnja elektroenergije u industriji*

1. Statistički bilteni »Industrija« broj: 108, str. 39, 136, str. 41. i 43, 236, str. 89. i 91, 357, str. 66. i 68, 412, str. 69, 928, str. 68, 627, str. 66. i 68, str. 69, 730, str. 72, 793, str. 75, 847, str. 76, 910, str. 79.

i) *Potrošnja električne energije po tehnološkoj namjeni*

1. Statistički bilten »Industrijska poduzeća« broj: 333, str. 24, 382, str. 25, 442, str. 16—19. i 34, 552, str. 14—17. i 34, 606, str. 17—20. i 32, 695, str. 17—20. i 34, 734, str. 17—20. i 35, 769, str. 18—21, 825, str. 17—20, 883, str. 19—22, 955, str. 17—20.

Tabela 1

OSNOVNI PODACI ZA INDUSTRIJU

	Q	L	L*	K
1955.	10.320	1.607,4	1.998,2	21.675,6
1956.	11.295	1.690,4	2.110,4	25.432,2
1957.	18.251	1.840,7	2.307,0	31.650,0
1958.	14.654	1.948,1	2.450,8	37.507,0
1959.	16.715	2.086,5	2.636,7	42.960,3
1960.	19.100	2.268,8	2.883,9	47.861,8
1961.	20.270	2.359,3	3.022,4	51.428,1
1962.	22.086	2.372,6	3.058,4	58.209,1
1963.	25.784	2.580,8	3.348,0	67.193,8
1964.	30.072	2.762,4	3.580,0	74.014,8
1965.	32.309	2.916,3	3.663,2	79.752,2
1966.	33.823	2.724,8	3.557,8	85.541,8
1967.	34.107	2.613,4	3.418,4	88.931,3
1968.	36.434	2.568,7	3.450,2	94.520,6
1969.	40.784	2.655,4	3.582,7	104.355,8
1970.	44.828	2.700,7	3.657,2	111.113,2
1971.	49.680	2.856,8	3.891,6	124.787,0
1972.	53.240	2.937,4	4.021,2	168.415,5
1973.	56.109	2.972,1	4.057,0	151.413,5
1974.	62.434	3.144,0	4.333,4	165.660,7

Q — društveni proizvod u milionima dinara po cijenama iz 1966. g.

L — rad je izražen u milionima radnih sati

K — iskorištena osnovna sredstva u milionima dinara po cijenama iz 1966. godine

Tabela 2

Ocjene elastičnosti društvenog proizvoda na temelju statističkih presjeka

Godine				
1955.	0.765.27	0.163.58	0.778.38	0.156.25
1956.	0.782.50	0.127.60	0.830.80	0.098.36
1957.	0.769.92	0.150.67	0.808.54	0.122.76

1958.	0.766.50	0.175.50	0.786.30	0.147.10
1959.	0.754.50	0.189.60	0.791.40	0.164.80
1960.	0.752.40	0.185.76	0.790.63	0.157.42
1961.	0.699.98	0.207.97	0.733.82	0.176.81
1962.	0.666.00	0.234.20	0.699.30	0.211.40
1963.	0.641.80	0.267.00	0.678.40	0.242.00
1964.	0.650.90	0.265.21	0.688.72	0.238.21
1965.	0.601.08	0.281.80	0.639.41	0.251.52
1966.	0.564.40	0.309.50	0.606.90	0.278.10
1967.	0.544.02	0.315.26	0.571.77	0.297.42
1968.	0.529.70	0.323.20	0.574.80	0.288.50
1969.	0.527.12	0.341.16	0.575.29	0.303.91
1970.	0.527.72	0.366.77	0.577.04	0.327.46
1971.	0.521.00	0.365.40	0.572.20	0.323.90
1972.	0.502.30	0.381.38	0.552.84	0.339.94
1973.	0.513.32	0.377.20	0.560.43	0.339.84
1974.	0.510.60	0.403.38	0.561.14	0.359.82

THE IMPACT OF TECHNOLOGICAL PROGRESS ON THE GROWTH OF THE INDUSTRIAL SOCIAL PRODUCT

Summary

Ante PULJIC

This article presents the results of measuring the impact of the growth factor of production, unapplied technological advance, and the expansion of education on the growth of the social product of Yugoslav industry in the period 1955 to 1974.

These impacts were measured using the production function. As that function reflects a developed technology, and in light of the fact that cyclical fluctuations existed in the economy, the first chapter eliminates the impacts of a non-technological origin which followed from various utilization levels of fixed assets and work time.

Analysis revealed a parallelism in the trend of fixed assets, energy, and electric engine drive power; the assumption was therefore adopted that changes in the ratio of real consumed electrical energy and the potential consumption of installed consumers approximate changes in the utilization level of fixed assets. If A_{it} is the real consumed electrical energy in i branch of production in year t , and P_{it} is the potential consumption, then the rate of utilization is

$$U_{it} = 100 \frac{A_{it}}{P_{it}} \quad (1)$$

In order to compare utilization between branches which are technologically disparate, (1) has been transformed in the following manner

$$\hat{U}_{it} = 100 \frac{U_{it}}{\max U_{it}} \quad (2)$$

Multiplied by (2), the available fixed assets obtained are the fixed assets in use. By adding up these assets according to branches of production, the utilized fixed assets in industry were obtained.

The results show that the utilization of fixed assets in 1955 was 64.9 per cent, and that it increased very rapidly until 1964 when it was 91.2 per cent. This fact, which is a ramification of the transformation from an étatist to a self-management economy, partially explains the exceptionally rapid growth of the social product (12 per cent annually) in the given period.

The reserves in the utilization of fixed assets were, for the most part, exhausted by 1964. Following that year, with the exception of 1969, the rate of utilization of fixed assets declined until 1970. This trend, which partially influenced the sudden slowing up of growth, was one of the negative consequences of the changes in the economic system which was inaugurated by the economic reform.

Following 1970, there was a moderate acceleration in the growth of the social product and an increased rate of utilization which only in 1973 and 1974 barely exceeded the 1964 rate.

The utilization of work time was vastly improved in the period 1955 to 1964 as compared with the period 1964 to 1974, although the latter did bring a reduction in the work week. This reduction in the work week was not nearly able to alleviate the unfavourable influences of the economic reform on employment growth, which was 6.28 per cent in the first period and only 2.92 per cent annually in the second.

The labour force was classified into eight groups according to level of vocational education. A calculation was made of its structure by groups for each year in the period under study and each component in the structure was weighted by the ratio of average personal incomes of i group and the average personal incomes of unskilled workers in the economy in 1964. The sum of the newly-acquired structural components, C_v , represents the coefficient of the transformation of effective work hours into conditional-unskilled work hours. The changes in this coefficient represent the improvement in the average level of vocational education of manpower. We equated those changes with the changes in quality of work.

The results show that the average level of vocational education from 1955 to 1974 improved at a rate of 0.54 per cent annually. This slow growth was the result of the inability of the educational system to provide a sufficient number of skilled personnel under conditions of rapidly-rising employment. For this reason, it is entirely natural that the rate of improvement of average vocational education was higher in the period 1964 to 1974 (0.62 per cent annually) than in the period 1955 to 1964 (0.46 per cent annually), when employment growth was exceptionally rapid.

After obtaining the required data, an assessment was made of the parameters of the Cobb-Douglas production function on the basis of

cross-section data for each year in the period under study and the values

$$\hat{g} = \exp \left[\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \ln \frac{\hat{\alpha}_t}{\hat{\beta}_t} \right] \quad (3)$$

and \hat{g}^* used in assessing the same functions based on time series. In making the assessment, the effective work hours were first used as the explanatory variable, and then conditional-unskilled effective work hours.

The assessed annual rate of technological progress for the entire period amounts to 4.1 per cent while its share in the growth rate of the social product is about 43.2 per cent. In the period 1955 to 1964, the rate of technological progress was about 4.5 per cent, its share in the growth rate of the social product was approximately 37.5 per cent, while the corresponding dimensions in the period following 1964 amounted to about 3.7 per cent and 49.5 per cent.

The fact that the rate of technological progress in the period 1964 to 1974 was lower than between 1955 and 1964, and its share in the growth rate of the social product was higher, encouraged a thorough analysis of the ratio of the rate of technological progress and the growth rate of the social product. This analysis shows how the rates of technological progress have the same directional trend as the rates of the social product, but the intensity of that direction is significantly weaker. Therefore, the coefficient of the correlation range between the rate of technological progress and the growth rate of the social product (0.594) is positive, and between the growth rate of the social product and the share of the rate of technological progress in the growth rates of the social product it is negative (-0.359). The reliable conclusion was drawn that it is necessary to accelerate the growth factor of production to obtain an accelerated growth of the social product.

In the majority of empirical studies, the contribution made by the expansion of education to the growth of production is equated with the contribution of improvement of average vocational educational level of labour force, while there is an unjustified neglect of the share of the contribution which belongs to education for maintaining a constant level of vocational education. An assessment of both contributions is made in the third part of this article.

The results show that in the period 1955 to 1974, the share of the contribution of expanded education in the growth rate of the social product was 10.34 per cent, and in the total contribution of labour — 31.59 per cent. The contribution of maintaining a constant level of vocational education was significantly higher than the contribution of improving the average level of vocational education in the labour force. The share

of this contribution in the total contribution of expanding education amounted to 61.22 per cent. This fact shows the importance of quantifying the influence of maintaining a constant level of vocational education in an economy where there is a relatively rapid employment growth. This importance is also confirmed by the coefficient of the correlation range (0.988) between the contribution of maintaining a constant level of vocational education and the growth rate of work time.