

Ozana Nadoveza, mag. oec.
Doc. dr. sc. Jurica Šimurina

PROGNOZIRANJE INFLACIJE – PRIMJER HRVATSKE

FORECASTING INFLATION – THE CASE OF CROATIA

SAŽETAK: Cilj je ovog rada doprinos rasvjetljavanju generacijskog procesa inflacije. Prvi dio rada faktorskom analizom glavnih komponenti razotkriva strukturu inflacije. Njome su ekstrahirani faktori, te je naglasak na analizi prvog za koji je utvrđeno kako objašnjava preko 78% varijance svih varijabli. Prvi faktor nazvan je makroekonomskim faktorom i najsnažnije je povezan s monetarnim agregatima i nominalnim plaćama, zatim efektivnim i HRK/USD tečajem, te uvjetima na tržištu rada. Sljedećim se dijelom rada makroekonomskim faktorom predviđa dinamika cijena. Utvrđena je pozitivna veza indeksa potrošačkih cijena s obzirom na promjene makroekonomskog faktora, koji se pokazao značajan u ARCH modelu od 0,0025%, te postojanje inflacijske inercije u Hrvatskoj. Nadalje, pokazalo se kako se varijabilnost cijena u vremenu t odražava na volatilitnost cijena u vremenu $t+1$.

KLJUČNE RIJEČI: inflacija, faktorska analiza, ARCH model.

ABSTRACT: The goal of this paper is contribution to understanding the inflation generation process. First part of the paper reveals the structure of inflation using principal components factor analysis. Factor analysis extracted factors and the emphasis is on the analysis of the first one, which was found to explain over 78% of the variance of all variables. The first factor is called macroeconomic and is associated with monetary aggregates and nominal wages, then effective and HRK/USD exchange rate, and labor market conditions. The following part predicts the price dynamics considering the macroeconomic factor. It seems that there was a positive correlation of the CPI with respect to changes in macroeconomic factor, which is proved to be significant in the ARCH model, of 0.0025% and the existence of inflationary inertia in Croatia. Furthermore, it was shown that the variability of prices in time t reflects on the volatility of prices at time $t+1$.

KEYWORDS: inflation, factor analysis, ARCH model.

1. UVOD

Motivacija ovog rada je bolje razumijevanje strukture i determinanti inflacijskog procesa u Hrvatskoj koje je posljednjih godina u središtu pozornosti mnogobrojnih istraživanja. Kako bi zadovoljila kriterije postavljene Maastrichtskim ugovorom Hrvatska bi, između ostaloga, trebala stopu inflacije održavati do za 1,5 postotni bod iznad prosječne stope inflacije triju zemalja članica EU s najnižom stopom inflacije. U svrhu ostvarivanja ovog kriterija nužnost što boljeg poznavanja generacijskog procesa inflacije postaje jasan cilj provođenja monetarne politike, ali i stvaranja stabilnog ekonomskog okruženja u kojem bi se gospodarska aktivnost mogla neometano odvijati.

Zahvaljujući danas dostupnim i sve sofisticiranijim statističkim alatima, koji su postali integralnim dijelom svake ozbiljnije kvantitativne analize, različiti su istraživači došli do novih saznanja i svaki je na neki način pridonio riznici spoznaje inflacijskog procesa u Hrvatskoj. Svrha je i ovog rada pružiti nove poglede i načine proučavanja inflacije, te time pridonijeti boljem shvaćanju. Rad je podijeljen u tri tematska dijela, od kojih će prvi sadržavati osvrt na dosadašnje pristupe i rezultate srodnih istraživanja, u drugome dijelu upoznat će se metode i varijable korištene u analizi, dok će naposljetku treći i glavni dio rada sadržavati dobivene rezultate i njihovu interpretaciju.

2. DOSADAŠNJI PRISTUPI I REZULTATI ISTRAŽIVANJA INFLACIJSKOG PROCESA U HRVATSKOJ

Kako je već uvodno naglašeno radovi na ovu temu posljednjih su godina rasli, jer „... monetarne vlasti mnogih zemalja zaključile su da je dostizanje i održavanje stabilnosti cijena, pri čemu se misli na nisku i stabilnu stopu inflacije, glavni doprinos koji monetarna politika može dati ekonomskom rastu.” (19, str. 1.). Prilikom analize korištene su različite metode i pristupi, a u ovom dijelu rada bit će predstavljeni najvažniji nalazi, i to onih radova koji se odnose upravo na Hrvatsku.

Payne (22) i Botrić i Cota (8) analiziraju inflaciju *unrestricted* VAR modelom (vektorski autoregresijski model) za različita vremenska razdoblja, rezultate dobivene VAR-om Botrić i Cota uspoređuju s onima dobivenim SVAR modelom (strukturni vektorski autoregresijski model). Rezultati dobiveni procjenom VAR modela kod Payne (22) upućuju na pozitivnu empirijsku povezanost između indeksa cijena na malo (RPI¹), neto nominalnih plaća po zaposlenom, stope promjene novčane mase i nominalnog efektivnog tečaja, također otkriva nepostojanje inflacijske inercije što nije u skladu s rezultatima ostalih istraživanja, no treba naglasiti kako analiza uključuje razdoblje od 1992. do 1999. godine, odnosno u analizu je uključeno i hiperinflacijsko razdoblje, pa bi se konačni zaključci trebali donositi uz mjeru opreza. Revidirajući razmatrano razdoblje Botrić i Cota (8) pronalaze kako je utjecaj rasta nominalnih plaća izgubio na važnosti (iako je još prisutan), rast monetarnih agregata nema velik i značajan utjecaj, te su na isti zaključak došli koristeći se SVAR metodologijom, također upozoravaju na postojanje inflacijske inercije u razmatranom razdoblju od 1998:1 do 2006:3. Rezultati obje analize upućuju na eksternu ranjivost Hrvatske, VAR

¹ Tada se u Hrvatskoj još nije računao CPI.

kroz utjecaj tečaja na cijene, dok SVAR utvrđuje pozitivan odgovor cijena u Hrvatskoj na šokove uvjeta razmjene² i šokove agregatne ponude.

Družić, Tica i Mamić (9) analiziraju primjenjivost adaptivnim očekivanjima proširene Phillipsove krivulje na godišnjoj razini u razdoblju od 1962. do 2004. godine, te ne otkrivaju signifikantnu vezu između inflacije i tržišta rada, međutim otkrivaju osjetljivost inflacije na tečaj njemačke marke i postojanje inflacijske inercije.

Pufnik i Kunovac (19) pomoću čistog statističkog univarijatnog SARIMA (sezonski ARIMA) modela koji ne nudi mnogo ekonomske logike, ali se pokazao dobrim u prognoziranju budućih vrijednosti varijabli od interesa isključivo iz oponašanja ponašanja promatrane serije u prošlosti. Nakon provedene analize zaključuju da se najpreciznije prognoze kretanja ukupnog indeksa potrošačkih cijena dobivaju pristupom gdje se najprije prognoziraju komponente indeksa potrošačkih cijena koje se potom agregiraju u ukupni indeks.

Malešević (21) analizira inflaciju pomoću kointegracijskog pristupa. Primjena kointegracije i vektorskog modela korekcije grešaka identificirala je postojanje dugoročnog i značajnog odnosa između inflacije, tečaja³ i plaća, ali ne i ponude novca u razdoblju od 1994. do 2006. Rezultati istraživanja također navode na zaključak kako je potrebno oko 7 mjeseci kako bi promjene inflacije vratile razinu cijena njihovoj dugoročnoj ravnoteži, a isto vrijedi i za plaće uz ostalo nepromijenjeno, dok je tečaju potrebno otprilike 3,5 godina da razinu cijena vrati ravnotežnoj dinamici. Kratkoročni utjecaji inflacije iz prethodnog razdoblja na inflaciju su značajni.

Basarac (5) ispituje postojanje Nove kejnzejanske Phillipsove krivulje (NKPK) VAR modelom te slično kao i Malešević, služeći se drugim skupom varijabli i podataka, koristi Johansenov postupak za utvrđivanje kointegracije i također uključuje EC (korekciju greške) dio modela. Kako model NKPK povezuje inflaciju s očekivanom budućom inflacijom i realnim graničnim troškom, a podaci o realnom graničnom trošku se ne objavljuju u Hrvatskoj, u modelu su korišteni jaz proizvodnje i jedinični trošak rada. Zaključci rada ukazuju na postojanje kointegracije inflacije, očekivane inflacije i jediničnog troška rada, te je potvrđena pozitivna dugoročna veza. EC član modela statistički je značajan za očekivanu inflaciju i promjenu inflacije. Korištenjem jaza proizvodnje dolazi do sličnih rezultata, samo se promjena jaza proizvodnje pokazala značajnom i u EC dijelu modela.

Vizek i Broz (26) na temelju kvartalnih podataka za maržu, nominalni efektivni tečaj, jaz dohotka i ponudu novca u razdoblju od 1995. do 2006. godine analiziraju pokretačke sile inflacijskog procesa u Hrvatskoj. Dolaze do zaključka da su marža i prekomjerna ponuda novca u EC terminu najznačajnije za kratkoročno objašnjavanje inflacije, a i ostale dvije varijable su se pokazale značajnima. Također pokazalo se da inflacija u Hrvatskoj više reagira na devijacije od ravnoteže na strani ponude nego na one u monetarnom sektoru.

Nešto drugačiji pristup inflaciji istražili su Funda, Lukinić i Ljubaj (14) nastojeći procijeniti BS (Balassa-Samuelson) učinak⁴ OLS⁵ (engl. Ordinary Least Squares, metoda

² Uvjeti razmjene slijede slučajni hod, odnosno $h_t = h_{t-1} + \varepsilon_t^h$, a kako podaci za uvjete razmjene u Hrvatskoj nisu dostupni autori su konstruirali varijablu koja uključuje promjene u cijenama i količinama uvoza i izvoza.

³ Deprecijacija je pridonijela inflaciji nakon lipnja 1994.

⁴ Brži rast proizvodnosti u sektoru razmjenjivih dobara u odnosu prema sektoru nerazmjenjivih dobara nekog gospodarstva s obzirom na inozemstvo dovest će do bržeg rasta domaćih cijena, što će ujedno rezultirati i aprecijacijom realnog tečaja valute te zemlje.

⁵ Metoda najmanjih kvadrata.

najmanjih kvadrata) metodom za Hrvatsku. BS efekt se pokazao neznačajnim, što znači da razlike u proizvodnosti sektora razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara ne utječu na veći rast cijena u Hrvatskoj nego u inozemstvu, a samim time niti na aprecijaciju valute.

Kunovac (18) nudi sasvim novi i značajno različit pristup objašnjavanju strukture i dinamike inflacijskog procesa. Naime, na 144 varijable koje smatra povezanima s inflacijom provodi faktorsku analizu glavnih komponenti, koja će kasnije u tekstu biti detaljno obrađena. Nailazi na zaključak kako se 80% ukupne varijance podataka može objasniti s prvih šest glavnih komponenti, dok su na prvoj komponenti četiri najznačajnije serije ukupni indeks potrošačkih cijena, dobra bez električne energije te dobra, što je bilo i očekivano s obzirom da su sve varijable podindeksi ukupnog indeksa cijena. Zanimljivo je otkriće da je četvrta varijabla po značajnosti na prvoj glavnoj komponenti srednji mjesečni tečaj HRK/USD, a i radovi Payne (22), Botrić i Cota (8), Družić, Mamić i Tica (9) te Malešević (21) su skrenuli pozornost na osjetljivost inflacije u Hrvatskoj na tečaj (iako ne HRK/USD). Naravno, to nije stiglo kao veliko iznenađenje obzirom na veličinu i otvorenost, te tečajni režim Hrvatske.

3. FAKTORSKA ANALIZA I PROGNOZIRANJE INFLACIJE

3.1. Podaci i metodologija

3.1.1. Opis varijabli korištenih u analizi

Inflacija može biti generirana potražnom stranom ekonomije, ponudom i monetarnom politikom. Svakog od ovih generatora možemo prikazati nizom varijabli. Uključivanje svih varijabli koje određuju inflaciju u jednostavnu višestruku regresiju dovelo bi do niza problema. Naime, zbog moguće međuzavisnosti varijabli kojima objašnjavamo inflaciju, ali i zbog brojnosti istih nad 15 varijabli za koje se smatra da utječu na formiranje cijena i inflaciju provedena je faktorska analiza glavnih komponenti. Sve korištene serije dostupne su na službenim stranicama Državnog zavoda za statistiku Republike Hrvatske, Hrvatske narodne banke i Eurostata. Odabir nekih varijabli teorijski je jasan i stoga ne zahtijeva daljnja obrazloženja, dok su neke varijable odabrane intuitivno i zahtijevaju razradu. Zbog nepostojanja dugih serija godišnjih podataka analiza je provedena na mjesečnim podacima za razdoblje od 2000:1 do 2009:12 godine, a sve varijable su bazni indeksi gdje je kao referentna godina izabrana 2005. g.

Opća razina cijena prikazana je indeksom potrošačkih cijena (CPI_SA) koji se u Hrvatskoj računa na teritoriju devet gradova i na unaprijed definiranim prodajnim mjestima, a osnovni je izvor podataka za izradu pondera pojedinim dobrima i uslugama Anketa o potrošnji kućanstava. Kako se u Hrvatskoj BDP prikazuje na kvartalnoj i godišnjoj razini uvriježeno ga je u praksi aproksimirati indeksom industrijske proizvodnje (IND_SA) dostupnim na mjesečnoj razini. U teoriji je poznato kako rast dohotka iznad „prirodne” razine vrši pritisak na rast cijena, te je stoga konstruirana serija jaza proizvodnje (INDGAP), odnosno, programskom potporom pomoću Hodrick-Prescottovog (HP) filtra⁶ dobiven je dugoročni trend industrijske proizvodnje, te su izračunati indeksi odstupanja stvarnih vrijednosti industrijske proizvodnje od tako dobivenog dugoročnog trenda. Iako je korištenje HP filtra

⁶ Metoda eksponencijalnog izgladivanja koja razdvaja kratkoročne od dugoročnih fluktuacija (1).

postalo uobičajeno, mora se naglasiti da postoje značajne kritike njegove primjene u praktične svrhe (1). Unatoč kritikama u praksi je uvriježeno njegovo korištenje pri formiranju navedene varijable. Za pozitivni parametar λ koji „kažnjava” varijabilnost u komponenti dugoročnog rasta izabrana je njegova standardna vrijednost 14400 za mjesečne podatke.

Na temelju zaključaka ranijih istraživanja inflacijskog procesa u Hrvatskoj o njegovoj osjetljivosti na promjene tečaja u analizu su uključene serije efektivnog⁷ (EFT_SA), HRK/EUR (E_KN_SA) i HRK/USD (___KN_SA) tečaja. Nadalje, neki raniji rezultati upućuju na eksternu osjetljivost Hrvatske (8) stoga su u istraživanje uključene serije inozemnog duga (INO_DUG_SA), uvoza (UVOZ_SA) i uvjeta razmjene⁸ (UR_SA) (utjecajem razlika u produktivnosti bavi se ranije spomenut BS učinak).

Veza inflacije, rasta nominalnih plaća (PLA_E_SA) i rasta produktivnosti (PRODUKT) teorijski je jasna, te je odabir tih varijabli jasan. Podaci o produktivnosti se u statistici Republike Hrvatske ne prikazuju, stoga je ona u analizi prikazana odnosom indeksa fizičkog obujma industrijske proizvodnje i indeksa zaposlenosti u industriji⁹. Također, uključene su serije indeksa ukupne zaposlenosti bez poljoprivrede, policije i vojske (IZ_SA) i stope nezaposlenosti¹⁰ (IUN_SA).

Kvantitativna teorija novca nalaže nam razmatranje utjecaja rasta novčane mase na rast cijena. U različitim studijama najčešće su korišteni monetarni agregati M1 (M1_SA) ili M4 (M4_SA)¹¹, dok ova analiza uključuje oba. Naposljetku, u analizu je uključena i serija broja turista (TURISTI_SA) kako bi se istražio moguć utjecaj pritiska povećane potražnje na cijene ili pak utjecaj na cijene kroz kanal aprecijacijskih pritisaka na tečaj. Kako je već naglašeno sve su varijable prikazane kao bazni indeksi i prije formalne analize vrijednosti varijabli su desezonirane kako bi se otklonili mogući sezonski utjecaji.

Dakle, faktorska je analiza glavnih komponenti provedena nad 15 desezoniranih¹² vremenskih serija¹³ (bez CPI), među kojima se nastoji utvrditi međusobna povezanost kako bi se informacije koje one sadrže sažele u manji broj faktora. Analiza započinje utvrđivanjem korelacijske strukture, a grafički prikaz korelacijske matrice može se vidjeti na slici 1. u dodatku.

⁷ Efektivni tečaj (engl. effective exchange rate) je ponderirana prosječna promjena tečaja neke nacionalne valute prema izabranoj košarici drugih valuta. (<http://wmd.hr/rjecnik-pojmovi-e/web/efektivni-tecaj/>), [pristupljeno: svibanj, 2010.].

⁸ Uvjeti razmjene izračunati su kao omjeri promjena produktivnosti (omjer indeksa fizičkog obujma industrijske proizvodnje i indeksa zaposlenih u industriji) Hrvatske i Njemačke kao jednog od najvažnijih trgovinskih partnera Hrvatske (udio uvoza iz Njemačke u ukupnom iznosi 14,4 % (HGK) , [pristupljeno: svibanj, 2010.].

⁹ Prema NKD (nacionalna klasifikacija djelatnosti) uključuje sektore: B – rudarstvo i vađenje, C – prerađivačka industrija, D – opskrba električnom energijom, plinom, parom i klimatizacijom, E – opskrba vodom; uklanjanje otpadnih voda, gospodarenje otpadom, te djelatnosti sanacije okoliša. (DZS) , [pristupljeno: svibanj, 2010.].

¹⁰ Računa se kao odnos zaposlenih i aktivnog stanovništva. (DZS) , [pristupljeno: svibanj, 2010.].

¹¹ Novčana masa (M1) – obuhvaća gotov novac izvan banaka, depozite ostalih bankarskih institucija i ostalih domaćih sektora kod HNB-a, te depozitni novac kod banaka, novčana masa (M1a) – obuhvaća gotov novac izvan banaka i depozitni novac kod banaka uvećan za depozitni novac središnje države kod banaka, ukupna likvidna sredstva (M4) – obuhvaćaju novčanu masu M1, štedne i oročene depozite, devizne depozite, te obveznice i instrumente tržišta novca. (HNB, godišnje izvješće), [pristupljeno: svibanj, 2010.].

¹² Desezoniranje je provedeno pomoću ARIMA-x12 programa.

¹³ Raspoložemo sa 120 podataka za svaku seriju, što nam daje optimalan omjer broja podataka i varijabli, naime pravilo je faktorske analize glavnih komponenti da se raspolože s minimalno pet puta više opažanja nego je varijabli (15, str. 102.).

3.1.2. Metodologija

Kako je pojava od interesa, u sve dinamičnijem okruženju, postalo teško objašnjavati malim brojem varijabli čiji je broj određen kriterijima koje nalažu standardne statističke tehnike, faktorska analiza postaje oruđe kojim se što veći broj manifestnih (promotivnih) varijabli¹⁴ želi aproksimirati manjim brojem faktora, odnosno linearnim kombinacijama tih varijabli koje će u signifikantnoj proporciji objasniti ukupnu varijancu. Kako navode Bovivin i Ng (6: str. 118.) „Ideja je korištenje procijenjenih faktora iz velikog broja varijabli u predviđanju pojava od interesa kako bi informacije velikog broja varijabli bile iskorištene uz očuvanje male dimenzionalnosti prognostičkog modela.” U ovom radu bit će korištena eksplanatorna faktorska analiza glavnih komponenti čija će se sažeta struktura ulaznih varijabli koristiti u daljnjem istraživanju. Osnovna je konceptualna pretpostavka faktorske analize glavnih komponenti da među ulaznim varijablama postoji korelacijska struktura. Faktorska analiza glavnih komponenti započinje analizom korelacijske matrice, te ako se utvrdi značajan broj koeficijenata korelacije iznad 0.30 faktorska se analiza smatra primjerenom. Prije provođenja analize potrebno je pomoću nekih od raspoloživih kriterija ograničiti broj latentnih varijabli koje ulaze u razmatranje. U praksi postoji više kriterija, a najčešće je korišten Kaiserov kriterij¹⁵. Nakon odluke o broju faktora koji će se zadržati u daljnjem analizi interpretiramo matricu faktorske strukture, ili pak rotiranu matricu faktorske strukture koja sadrži korelacijske koeficijente originalnih varijabli i faktora. Razlika između rotirane i originalne matrice strukture je ta, što prva daje jednostavniju strukturu. Rotaciju je moguće provesti na više načina, najčešće korištena je VARIMAX ortogonalna projekcija koja pojednostavljuje retke, te Kaiserov varimax kriterij koji pojednostavljuje stupce matrice strukture. Odluka o signifikantnosti pojedine varijable na nekom faktoru ovisi o veličini uzorka stoga se primjerice, za uzorke veće od 350 faktorska opterećenja od 0,3 i više smatraju značajnima, dok se na uzorku od 50 podataka ista smatraju značajnima tek kada dosegnu vrijednost od 0,75 (15, str. 135.). U službi interpretacije rezultata su i komunaliteti koji otkrivaju koliko je varijance određene varijable objašnjeno izlučenim faktorom. Osim matrice strukture i komunaliteta možemo interpretirati i matricu sklopa koja nam daje faktorska opterećenja ili pondere.¹⁶

Formalan opis faktorske analize glavnih komponenti izgleda (17):

Pretpostavimo da su dana t opažanja za N varijabli X , gdje je $X = [X_1, \dots, X_N]$ matrica ulaznih varijabli kojoj računamo matricu kovarijanci i varijanci Σ i neka su svojstvene vrijednosti matrice Σ $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_N > 0$, a $a = [a_1, a_2, \dots, a_N]$ svojstveni vektori matrice Σ , tada su glavne komponente:

$$Y_1 = a_1' X = a_{11} X_1 + a_{12} X_2 + \dots + a_{1N} X_N \quad (1)$$

$$\dots$$

$$Y_N = a_N' X = a_{N1} X_1 + a_{N2} X_2 + \dots + a_{NN} X_N$$

glavne komponente $Y = [Y_1, Y_2, \dots, Y_N]$ linearne su kombinacije ulaznih varijabli $X = [X_1, \dots, X_N]$ s varijancom i kovarijancom

$$\text{Var}(Y_i) = a_i' \Sigma a_i \quad i = 1, \dots, N \quad (2)$$

¹⁴ Može ih biti na stotine pa i tisuće.

¹⁵ Uzima u obzir samo one faktore čije su svojstvene vrijednosti veće od 1.

¹⁶ Odgovaraju regresijskim koeficijentima uz manifestne varijable na faktoru.

$$\text{Cov}(Y_i, Y_k) = a_i' \sum a_k \quad i, k = 1, \dots, N \quad (3)$$

i međusobno su nekorelirane, te su njihove varijance najveće moguće.¹⁷

Uz takvu definiciju moguće je dokazati da su različite glavne komponente međusobno okomite pa stoga i nekorelirane, te da je udio varijance protumačen j-tom glavnom komponentom:

$$\lambda_j / (\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_N), \quad j = 1, \dots, N \quad (4)$$

a prvih k glavnih komponenti:

$$\lambda_1 + \dots + \lambda_k / (\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_N), \quad k < N \quad (5)$$

Ne postoji pravilo kojim bi se odredilo koji udio varijance treba biti protumačen. Na istraživaču je da odredi koliki je gubitak informacija voljan tolerirati. Na primjer, ukoliko je velik dio varijance protumačen s prvih k faktora (glavnih komponenti), što je izraz (5) bliži jedinici¹⁸ (18, str. 369.), tada je moguće N varijabli zamijeniti s tih k faktora. To je najveća prednost korištenja rezultata faktorske analize glavnih komponenti u daljnjim istraživanjima, međutim, gubitak potencijalno važnih informacija predstavlja nedostatak ovakvog pristupa.

3.2. Rezultati faktorske analize glavnih komponenti

Prije samog provođenja faktorske analize glavnih komponenti na varijablama¹⁹ opisanim u prethodnom poglavlju pomoću KMO mjere (engl. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy) ispitana je primjerenost faktorske analize glavnih komponenti. KMO veličina²⁰ iznosi 0,88 što znači da je faktorska analiza u ovom slučaju primjerena te možemo nastaviti s njenim provođenjem, a kako je ranije naglašeno, metoda kojom će se ekstrahirati faktore je metoda glavnih komponenti s ciljem sumiranja originalnih informacija u što manji broj faktora. Kaiserovim kriterijem odabran je broj faktora koji će se zadržati u daljnjoj analizi, a rezultati su prikazani u tablici 1.

Tablica 1.: Faktori sa svojstvenom vrijednošću većom od 1

Objašnjeno ukupne varijance										
Komponenta	Inicijalne svojstvene vrijednosti			Ekstrahirana suma kvadrata opterećenja				Suma rotiranih kvadrata opterećenja		
	Ukupno	% Varijance	Kumulativ %		Ukupno	% Varijance	Kumulativ %		Ukupno	% Varijance
1	11,995	79,966	79,966	11,995	79,966	79,966	11,848	78,984	78,984	
2		1,304		1,304	8,696	88,663	1,452	9,678	88,663	

¹⁷ Prvi faktor ima najveću varijancu, a zadnji najmanju.

¹⁸ $\lambda_1 + \dots + \lambda_N / \lambda_1 + \dots + \lambda_N = 1$ ili 100%.

¹⁹ Praksa je da se varijable prije provođenja faktorske analize standardiziraju kako bi se eliminirao utjecaj različitih mjernih jedinica pojedinih varijabli, međutim kako su ovdje sve ulazne varijable izražene u istim jedinicama mjere (bazni indeksi) standardizacija nije provedena.

²⁰ Ovaj indeks poprima vrijednosti od 0 do 1. Za nastavak primjene faktorske analize glavnih komponenti uvijek bi se trebalo paziti da je iznad 0.50.

Prvi faktor (prva glavna komponenta) objašnjava 11,84 puta više varijance od varijabli zasebno, odnosno nerotirani prvi faktor objašnjava $\lambda_1/p = 11,984/15 = 78,98\%$ varijance, gdje p označava broj varijabli, odnosno trag matrice faktora koji je jednak broju varijabli jer kod analize glavnih komponenti svaka varijabla ima moguću svojstvenu vrijednost (λ) 1. Prvi i drugi faktor zajedno objašnjavaju 88,7% varijance. Već drugi faktor doprinosi objašnjavanju ukupne varijance oko 9%, te u daljnjem tekstu naglasak analize stavljamo na interpretaciju prvog faktora. Već nerotirani faktori upućuju na jednostavnu strukturu, te ranije spominjana rotacija nije nužna, ipak zbog uvriježene prakse provedena je VARIMAX ortogonalna rotacija koja razotkriva strukturu prvog faktora, a prikazana je u tablici 2.

Tablica 2.: Rotirana matrica faktorske strukture i komunaliteti

	Rotirana matrica faktorske strukture		Komunaliteti
	Faktor		Ekstrakcija
	1	2	
IND_SA	,899	,416	,980
INDGAP	-,002	,957	,917
IUN_SA	-,954	-,059	,914
IZ_SA	,977	,040	,956
PRODUKT	,880	,383	,921
PLA_E_SA	,983	-,011	,966
M1_SA	,979	,127	,974
M4_SA	,984	,016	,969
EFT_SA	-,975	-,097	,961
E_KN_SA	-,771	-,076	,600
__KN_SA	-,946	-,083	,902
UVOZ_SA	,907	,322	,926
INO_DUG_SA	,846	-,261	,784
UR_SA	-,903	,010	,815
TURISTI_SA	,844	,023	,714

Elementi matrice faktorske strukture su koeficijenti linearne korelacije²¹ faktora i pojedine varijable. Vidljivo je kako su sve varijable, osim industrijskog jaza, snažno povezane s prvim faktorom, dok je jedino jaz snažno povezan s drugim ekstrahiranim faktorom. Prvi faktor najsnažnije je povezan s monetarnim agregatima i nominalnim plaćama, zatim efektivnim i HRK/USD tečajem, te uvjetima na tržištu rada.

Razmotrimo sada komunalitete koji nam govore koliko je varijance određene varijable objašnjeno zadržanim faktorima.²² Iako ne postoji pravilo kojim bi striktno odredili koliki moraju biti komunaliteti da bi ih označili „malima” ili „velikima”, praktična iskustva definirala su donju granicu od 0,50 (15, str. 136.). Iz desnog dijela tablice 2. jasno se vidi kako

²¹ Interpretiraju se kao i uobičajeni koeficijenti korelacije, odnosno svaki koeficijent koji je veći od 0.80 ukazuje na snažnu korelaciju.

²² Primjerice, prva dva faktora (prve dvije glavne komponente) objašnjavaju 98% varijance indeksa fizičkog obujma industrijske proizvodnje.

svi komunaliteti prelaze navedenu kritičnu granicu. Otkrivena je snažna veza između svih varijabli s prvim faktorom, osim jaza industrijske proizvodnje. Kako su se u ovoj analizi koristili makroekonomski indikatori koji su povezani s prvim faktorom može ih se nazvati makroekonomskim. Ovdje je odlučeno da se za potrebe daljnje analize u obzir uzme samo prvi faktor, ali imajući u vidu da je ova simplifikacija bila moguća samo uz gubitak dijela informacija od kojih bi neke mogle biti važne.

Tablica 3.: Matrica koeficijenata faktorskih bodova

Matrica koeficijenata faktorskih bodova		
	Faktor	
	1	2
IND_SA	,050	,243
INDGAP	-,076	,725
IUN_SA	-,084	,031
IZ_SA	,088	-,048
PRODUKT	,051	,220
PLA_E_SA	,092	-,086
M1_SA	,081	,018
M4_SA	,090	-,066
EFT_SA	-,083	,004
E_KN_SA	-,065	,003
_KN_SA	-,081	,013
UVOZ_SA	,059	,171
INO_DUG_SA	,099	-,265
UR_SA	-,085	,080
TURISTI_SA	,077	-,050

Elementi matrice koeficijenata faktorskih bodova dani su u tablici 3. i odgovaraju regresijskim koeficijentima uz manifestne (izmjerene, originalne) varijable na prvom i drugom faktoru. Dakle, faktorska rješenja zadovoljavaju sljedeću jednadžbu:

$$Y_1 = e_1'X = 0,05 \text{ IND_SA} - 0,076 \text{ INDGAP} - 0,084 \text{ IUN_SA} + 0,088 \text{ IZ_SA} + 0,051 \text{ PRODUKT} + 0,092 \text{ PLA_E_SA} + 0,081 \text{ M1_SA} + 0,090 \text{ M4_SA} - 0,083 \text{ EFT_SA} - 0,065 \text{ E_KN_SA} - 0,081 \text{ _KN_SA} + 0,59 \text{ UVOZ_SA} + 0,099 \text{ INO_DUG_SA} - 0,085 \text{ UR_SA} + 0,077 \text{ TURISTI_SA}$$

Uvrštavanjem originalnih vrijednosti varijabli dobiven je prvi faktor koji u daljnjoj analizi tvori novu varijablu nazvanu makroekonomskim faktorom. Predznaci regresijskih koeficijenata govore nam o smjeru utjecaja pojedinih varijabli na prvi faktor. Može se primijetiti kako predznaci veze s faktorom uglavnom odgovaraju teorijom pretpostavljenim smjerovima veze istih varijabli s cijenama, te stoga zaključiti kako smo prvim faktorom zadržali osnovne informacije za procjenu inflacije. Produktivnost i industrijski jaz na prvom faktoru djeluju u suprotnom smjeru od pretpostavljenog na cijene, ali jasno je vidljivo da na drugom faktoru obje varijable djeluju pozitivno, te upozorava da će prognostički model iz čije će domene biti isključen drugi faktor sadržavati ograničenja s obzirom na gubitak potencijalno važnih informacija. Također, postoje kritike korištenja rezultata faktorske analize kao prediktora u modelima višestruke linearne regresije, te Zuccaro (27) posebno naglašava nenormalnost serije dobivenih faktorskih rezultata.

3.3. Prognoštički model

U ovom dijelu implementirat će se rezultati dobiveni faktorskom analizom u prognoštički model inflacije. Sličnu metodologiju na primjeru Hrvatske primijenio je Kunovac (18), dok svjetska literatura koja se koristi ovakvim pristupom posljednjih godina sve više raste, te kako Boivin i Ng (7) opazaju „...mnogi autori navode kako faktorske prognoze imaju manju srednje kvadratnu grešku (MSE) nego prognoze bazirane na jednostavnim autoregresijama ili strukturnim modelima...”.

Forni i sur. (12) definiraju indeks za procjenu GDFM (engl. generalized dynamic factor model) koji procjenjuju kao zajedničku komponentu realnog BDP-a koji uključuje nekoliko makroekonomskih varijabli za svaku Europsku zemlju. Bernanke, Boivin i Elias (6) istražuju mogućnosti faktorom proširenog VAR modela (FAVAR) kako bi identificirali monetarni transmisivni mehanizam u SAD-u, te rezultate uspoređuju s benchmarkom dobivenim VAR modelom i zaključuju kako je FAVAR uspješno ekstrahirao informacije iz velikog skupa makroekonomskih indikatora i „poboljšao” rezultate dobivene VAR-om. Stock i Watson (25) istražuju implikacije integriranja zajedničkih faktora u SVAR modelu (strukturni VAR) kojim identificiraju šokove monetarne politike uz restrikcije. U duhu rastuće literature multifaktorskih modela Boivin i Ng (7) nude kriterije za procjenu broja faktora koji bi se uključili u model, a predloženi kriteriji ovise o uobičajenom „trade-off-u” između dobrog opisivanja pojave i kriterija parsimonije. Boivin i Ng (7) istražuju načine kojima bi se predviđanja pomoću faktora procijenjenih iz velikog skupa varijabli poboljšala budući da različite metode procjene utječu na rezultate (posebno kad je vremenski horizont kratak).

U ovom radu pokušaj procjene indeksa potrošačkih cijena OLS metodom pretpostavljajući njegovu ovisnost samo o makroekonomskom faktoru nije uspio. Testovi provedeni na rezidualima procijenjenog modela ukazali su na brojne probleme. Analiza autokorelacijske i parcijalne autokorelacijske funkcije ukazala je na prisutnost autokorelacije prvog reda. Jednako kao i u ranijim radovima to je vodilo zaključku o ovisnosti razine cijena o razini cijena iz prethodnog razdoblja. Nakon što se u regresijski model uključio indeks potrošačkih cijena iz prethodnog razdoblja model je pokazao nešto bolje performanse, no javio se nezanemariv problem heteroskedastičnosti²³, iako su vrijednosti varijable CPI logaritmirane.²⁴ ARCH LM test ukazao je na postojanje ovisnosti varijance reziduala u vremenu t o kvadratima grešaka relacije iz prethodnih razdoblja.

Prvi put je na postojanje ARCH (autoregresivni model uvjetne homoskedastičnosti) modela ukazao Engle (10) čija je ideja bila dopustiti varijanci grešaka relacije (σ^2) da ovisi o prošlosti (2, str. 267.). Engle (10, 11) procjenjuje varijancu inflacije u Ujedinjenom Kraljevstvu od 1958:II do 1977:II, te iste u Sjedinjenim Američkim Državama od 1947:IV do 1979:IV i uspoređuje procjene dobivene ARCH modelom s onima dobivenim OLS-om. Zaključuje kako procjene dobivene ARCH modelom pokazuju bolje performanse i veću stabilnost. Prednost je ARCH modela što možemo odbaciti pretpostavku o homoskedastič-

²³ Ako varijanca nije konstantna tada OLS procjenitelj više nije efikasan.

²⁴ Ponekad je za stabilizaciju varijance dovoljno pronaći neku funkciju, odnosno izvršiti neku transformaciju nad varijablama uključenim u model. Jedna od često korištenih transformacija je logaritmiranje, međutim danas se takav pristup sve više napušta i varijanca se zasebno modelira koristeći GARCH klasu modela (3, str. 287.) gdje varijanca grešaka ovisi ne samo o kvadriranim vrijednostima rezidualnih odstupanja s vremenskim pomakom već i o svojim prošlim vrijednostima (2, str. 267.).

nosti i analizirati uvjetnu varijancu koja u slučaju ARCH klase modela ovisi o kvadratima grešaka relacije s vremenskim pomakom, dok će bezuvjetna varijanca biti konstantna, kao što tradicionalno i pretpostavljamo (11, str. 287.).

Prisutnost heteroskedastičnosti možda i nije neočekivana, jer ako se može pretpostaviti, a i statistička analiza vodi istom zaključku, da razina cijena u vremenu t ovisi o prošlogodišnjoj razini cijena kroz kanal adaptivnih očekivanja i sindikalnih zahtjeva²⁵ onda se očekuje da će i njena volatilitnost ovisiti o njenim ranijim vrijednostima. Odnosno, ukoliko se dogodi šok koji nismo u mogućnosti objasniti nezavisnim varijablama tada je on sadržan u greškama relacije, za koji će se onda očekivati da će biti to veći u određenom razdoblju što je šok u prethodnom razdoblju bio veći. Kako i Friedman zamjećuje (13: str. 465.) „... što je viša stopa inflacije, to je vjerojatnije da će biti i varijabilnija.” Drugi je problem OLS procjenitelja što postaje pristran kada se u model uključe vrijednosti zavisne varijable s vremenskim pomakom (10, str. 1003.).

Neka je:

Y_t = logaritmirana vrijednost indeksa potrošačkih cijena, a

X_t = makroekonomski faktor,

tada procjenjujemo parametre modela specificiranog jednadžbom:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim \text{iid } N(0, h_t) \quad (7)$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

gdje je Ω_{t-1} informacijski skup dostupan u vremenu t .

Jednadžba (6) naziva se glavnom jednadžbom i njome procjenjujemo varijablu od interesa, dok se jednadžba (7) naziva jednadžbom varijance gdje se sada varijanca označava s h_t , a ne s σ^2 . Da bi ovaj proces bio stacionaran, odnosno da bi procjenitelj konvergirao nakon određenog broja iteracija²⁶ moramo imati $\gamma_0 > 0$ i $0 < \gamma_1 < 1$ (2, str. 268.), odnosno moraju biti zadovoljeni uvjeti nenegativnosti i stabilnosti. Ako je $\gamma_1 > 1$ bezuvjetna varijanca procesa bit će beskonačna (10, str. 991.). Rezultati dobiveni procjenom modela (6) i (7) dani su u tablici 4.

Tablica 4.: Rezultati ARCH modela²⁷

²⁵ Ovaj smo kanal istražili ranije kada smo se upoznali s Phillipsovom krivuljom uvećanom za očekivanja.

²⁶ Procjena ARCH modela iterativan je postupak. Konstantno procjenjujemo parametre modela, zatim parametre jednadžbe varijance, tada koristimo te procijenjene parametre da bi ponovno procijenili parametre osnovnog modela dok god ne postignemo konvergenciju parametara modela, odnosno dok ne postignemo takve procjene parametara koje ostaju nepromijenjene kako broj iteracija raste (2, str. 270.).

²⁷ DW označava empirijsku veličinu Durbin-Watsonovog testa. Hipoteze Durbin-Watsonovog testa glase: $H_0: \rho = 0$ i $H_1: \rho > 0$, gdje je ρ koeficijent autokorelacije prvog reda grešaka relacije. Ako je dobivena empirijska DW veličina veća od teorijske veličine DW test prihvaćamo nultu hipotezu o nepostojanju pozitivne autokorelacije grešaka relacije. Tablična DW veličina pri razini signifikantnosti 5% za ovaj model iznosi 1,73608, te je manja od empirijske razine. SC označava vrijednost Shwartzovog informacijskog kriterija odabira modela koji se temelji na principu parsimonije. Boljim modelom smatra se onaj model za koji je manja vrijednost SC. Vrijednost F-stat ukazuje na značajnost svih regresorskih varijabli (Y_{t-1} i X_t) u modelu pri razinama signifikantnosti 1%, 5% i 10%.

Glavna jednadžba	Parametar	Procijenjena vrijednost		p-vrijednost
		0,166295	0,066628	0,0126**
		0,964308	0,014470	0,0000*
		0,002525	0,001160	0,0294**
Jednadžba varijance				
	γ_0	8,61E-0,6	2,06E-0,6	0,0000*
	γ_1	0,486890	0,242001	0,0442**

R ²	0,997885
DW	1,760411
SC	-8,173411
F-stat	0,0000

Napomena: * ** označavaju odluku o odbacivanju nulte hipoteze o neznačajnosti varijable u modelu pri razinama signifikantnosti 1% i 5%.

Rezultati upućuju na signifikantnost korištenih varijabli, te na adekvatnost ARCH(1) modela. Konvergencija procjenitelja nastupa nakon 16 iteracija, a procjene parametara γ_0 i γ_1 zadovoljavaju uvjete nenegativnosti i stabilnosti.

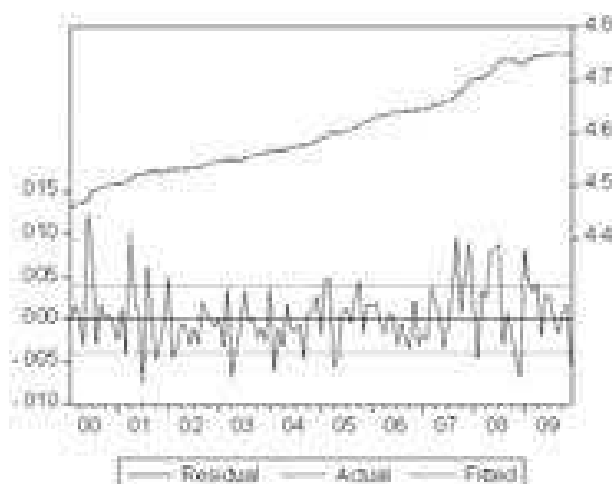
Vrijednost koeficijenta determinacije²⁸ od 0,99 zahtijeva pozornost. Visoke vrijednosti ovog pokazatelja upućuju na probleme multikolinearnosti, što može dovesti do nepouzdanе procjene parametara. Ipak, ova mjera ukazuje na to da model nije idealan, te ukoliko je cilj modela prognoziranje budućih vrijednosti zavisne varijable, problem multikolinearnosti se najčešće zanemaruje (3, str. 170.).

Rezultati provedenih standardnih testova na rezidualima upućuju na primjerenost modela. Ljung-Boxovim testom utvrđeno je da procjene koeficijenta autokorelacije i parcijalne autokorelacije ne odstupaju značajno od 0, rezultat Jarque-Bera testa ukazuje da se hipoteza o normalnosti distribucije reziduala ne može odbaciti, a provedbom ARCH LM testa ne može se odbaciti hipoteza o nepromjenjivosti varijance, dok je Dickey-Fullerov test ukazao na stacionarnost reziduala.²⁹

Ovako specificiran model moguće je koristiti u prognostičke svrhe. Međutim, model je i dalje teorijskog obilježja jer je faktorskom analizom glavnih komponenti utvrđena snažna povezanost svih varijabli s prvim faktorom koji je ovdje nazvan makroekonomskim. Kao što je prethodno naglašeno rezultati upućuju na zaključak o postojanju inflacijske inercije u Hrvatskoj kako su na nju upozoravali i rezultati ranijih istraživanja. Zanimljivo je primijetiti da će apsolutna jedinična promjena u makroekonomskom faktoru izazvati rast cijena od prosječno 0,0025%, odnosno da unatoč tome što su makroekonomskim faktorom obuhvaćene i varijable čiji bi rast teorijski trebao uzrokovati pad cijena, putem faktora očigledno snažnije djeluju varijable koje uzrokuju njihov rast.

²⁸ Reprezentativnost modela analizira se koeficijentom determinacije koji je jednak proporciji protumačenih odstupanja u ukupnoj sumi kvadrata odstupanja, tj. $R^2 = SP/ST$.

²⁹ Rezultati provedenih testova mogu se pronaći u dodatku u tablici 1.



Slika 1.: Reziduali, empirijske i procijenjene vrijednosti

4. ZAKLJUČAK I OGRANIČENJA KORIŠTENOG PRISTUPA

Korištenim je pristupom donekle otkrivena struktura inflacije provedbom faktorske analize glavnih komponenti na 15 varijabli za koje se smatra da najviše utječu na promjene razine cijena. Rezultati su uputili na važnost i povezanost svih uključenih varijabli isključujući industrijski jaz koji je zbog sveprisutne teorijske osnove zadržan u daljnjoj analizi. Kako je utvrđeno da se prvim faktorom objašnjava preko 78% ukupne varijance svih varijabli od interesa, isti je zadržan kao eksplanatorna varijabla u prognostičkom modelu inflacije, te je nazvan makroekonomskim faktorom i najsnažnije je povezan s monetarnim agregatima i nominalnim plaćama, zatim efektivnim i HRK/USD tečajem, te uvjetima na tržištu rada. Procjena koeficijenata regresijske jednadžbe OLS metodom uz varijable indeksa potrošačkih cijena iz prethodnog razdoblja i uz makroekonomski faktor nije prošla dijagnostičke provjere s jedne strane, dok je s druge strane OLS procjenitelj pristran ukoliko se kao nezavisna varijabla javlja vrijednost zavisne varijable s vremenskim pomakom.

Kako je analiza reziduala modela procijenjenog OLS metodom upozorila na prisutnost problema promjenjivosti varijance, potraga za „boljim” modelom logično je vodila procjeni autoregresivnog modela uvjetne homoskedastičnosti. Procijenjeni ARCH(1) model prošao je dijagnostičku provjeru i naveo na sljedeće zaključke: prije svega značajnost i veličina³⁰ koeficijenata uz za jedno razdoblje pomaknutu vrijednost indeksa potrošačkih cijena ukazuje na prisutnost snažne inflacijske inercije u Hrvatskoj, drugi je zaključak kako, ne samo da cijene ovise o svojim prethodnim vrijednostima, već i njihova varijabilnost ovisi o varijabilnosti u prethodnim razdobljima s time da je pamćenje ograničeno na jedno razdoblje unazad, i treći je zaključak kako promjene u makroekonomskom faktoru koji najsnažnije povezujemo s ranije navedenim varijablama pozitivno utječu na promjene cijena, te da bi se kontrolom i stabilizacijom varijabli unutar tog faktora donekle mogla kontrolirati promjena cijena.

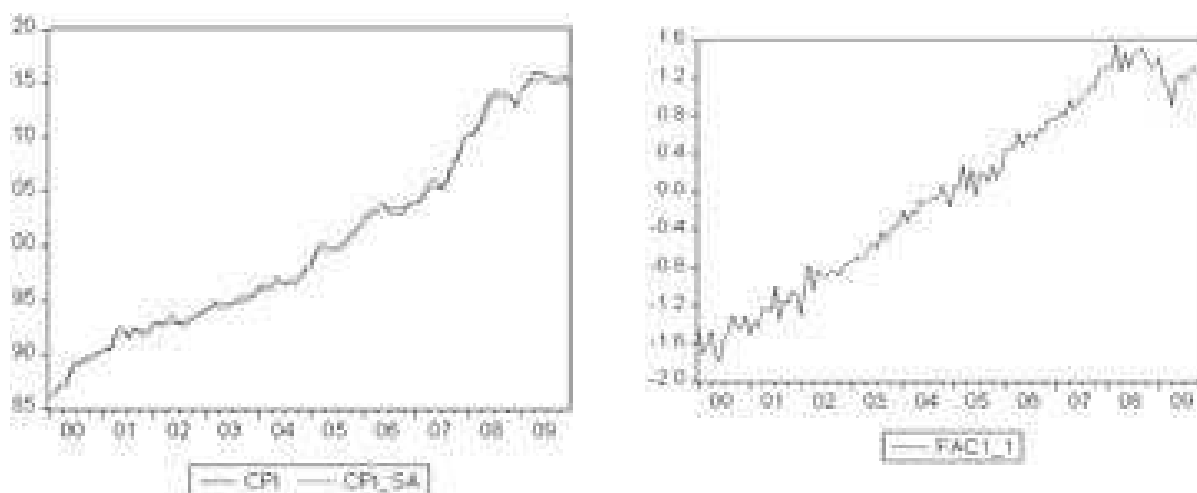
Kako je u radu više puta naglašeno, ovako specificiran model ateorijski je i služi isključivo u svrhu prognoziranja, te mu je to ujedno i jedan od glavnih nedostataka.

³⁰ Promjena u indeksu potrošačkih cijena u vremenu $t-1$ izaziva 0,96%-tnu promjenu indeksa potrošačkih cijena u vremenu t .

5. DODATAK

Tablica 1.: Korelacijska matrica

	$\overline{\text{KN}}_{\text{SA}}$	CPI_SA	$\text{E}_{\text{KN}}_{\text{SA}}$	EFT_SA	IND_SA	INDGAP	INO_DUG_SA	IUN_SA	IZ_SA	M1_SA	M4_SA	PRODUKT	PLA_E_SA	TUR-ISTI_SA	UR_SA	UVOZ_SA
$\overline{\text{KN}}_{\text{SA}}$	1.00	-0.87	0.62	0.98	-0.89	-0.05	-0.76	0.94	-0.91	-0.94	-0.92	-0.90	-0.92	-0.77	0.82	-0.87
CPI_SA	-0.87	1.00	-0.75	-0.91	0.82	-0.00	0.93	-0.92	0.96	0.92	0.98	0.79	0.99	0.77	-0.82	0.82
$\text{E}_{\text{KN}}_{\text{SA}}$	0.62	-0.75	1.00	0.73	-0.71	-0.07	-0.60	0.63	-0.72	-0.74	-0.75	-0.68	-0.74	-0.67	0.75	-0.74
EFT_SA	0.98	-0.91	0.73	1.00	-0.92	-0.08	-0.80	0.94	-0.94	-0.96	-0.95	-0.91	-0.95	-0.80	0.87	-0.90
IND_SA	-0.89	0.82	-0.71	-0.92	1.00	0.36	0.62	-0.88	0.88	0.94	0.88	0.98	0.87	0.75	-0.81	0.96
INDGAP	-0.05	-0.00	-0.07	-0.08	0.36	1.00	-0.14	-0.07	0.07	0.10	0.04	0.31	0.02	0.03	0.05	0.26
INO_DUG_SA	-0.76	0.93	-0.60	-0.80	0.62	-0.14	1.00	-0.80	0.85	0.77	0.88	0.63	0.91	0.64	-0.65	0.61
IUN_SA	0.94	-0.92	0.63	0.94	-0.88	-0.07	-0.80	1.00	-0.98	-0.94	-0.93	-0.83	-0.94	-0.77	0.85	-0.88
IZ_SA	-0.91	0.96	-0.72	-0.94	0.88	0.07	0.85	-0.98	1.00	0.96	0.97	0.84	0.98	0.80	-0.87	0.89
M1_SA	-0.94	0.92	-0.74	-0.96	0.94	0.10	0.77	-0.94	0.96	1.00	0.98	0.92	0.96	0.83	-0.88	0.94
M4_SA	-0.92	0.98	-0.75	-0.95	0.88	0.04	0.88	-0.93	0.97	0.98	1.00	0.87	0.99	0.81	-0.85	0.88
PRODUKT	-0.90	0.79	-0.68	-0.91	0.98	0.31	0.63	-0.83	0.84	0.92	0.87	1.00	0.86	0.73	-0.77	0.92
PLA_E_SA	-0.92	0.99	-0.74	-0.95	0.87	0.02	0.91	-0.94	0.98	0.96	0.99	0.86	1.00	0.79	-0.84	0.87
TUR-ISTI_SA	-0.77	0.77	-0.67	-0.80	0.75	0.03	0.64	-0.77	0.80	0.83	0.81	0.73	0.79	1.00	-0.78	0.75
UR_SA	0.82	-0.82	0.75	0.87	-0.81	0.05	-0.65	0.85	-0.87	-0.88	-0.85	-0.77	-0.84	-0.78	1.00	-0.87
UVOZ_SA	-0.87	0.82	-0.74	-0.90	0.96	0.26	0.61	-0.88	0.89	0.94	0.88	0.92	0.87	0.75	-0.87	1.00



Izvor: DZS, [pristupljeno: svibanj, 2010.]

Slika 1.: Originalne i desezonirane vrijednosti CPI (bazni indeksi, 2005 = 100) i makroekonomski faktor u razinama (2000:01 – 2009:12)

Tablica 2.: Rezultati testova nad rezidualima ARCH(1) modela

	Q(36)	JB	ARCH	DF
ε_t	31,426	3.062830	0,025048	-0,88663
	(0,686)	(0,216229)	(0,786483)	(0,0000)

Napomena: p-vrijednosti su u zagradama.

Nulta hipoteza o nepostojanju autokorelacije reda 36 (Q(36) – test veličina Ljung-Boxovog testa), normalnosti (JB – test veličina Jarque-Bera testa) ne može se odbaciti pri razinama signifikantnosti od 1%, 5% i 10%, te se nulta hipoteza o homoskedastičnosti (ARCH – test veličina ARCH LM testa), postojanju jediničnog korijena, odnosno nestacionarnosti (DF – test veličina Dickey-Fullerovog testa) ne može odbaciti pri razinama signifikantnosti od 1%, 5% i 10%.

7. LITERATURA

1. Ahumada, H., Garegnani, M. L. (1999): „Hodrick-Prescott Filter in Practice”, Departamento de Economía, Universidad Nacional de La Plata, Argentina.
2. Asteriou, D. (2006): „*Applied Econometrics: A Modern Approach using Eviews and Microfit*”, Palgrave Macmillan, New York.
3. Bahovec, V., Erjavec, N. (2009): „*Uvod u ekonometrijsku analizu*”, Element, Zagreb.
4. Bai, J., Ng, S. (2002): „Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models”, *Econometrica*, (70), str. 191. – 221.
5. Basarac, M. (2009.): „Nova Kejnezijanska Phillipsova krivulja na primjeru Hrvatske: VEC model”, *Privredna kretanja i ekonomska politika*, br. 119., str. 27. – 52.
6. Bernanke, B., Boivin, J., Elias, P. (2004): „Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach”, *NBER Working Paper No. 10220*, National Bureau of Economic Research.
7. Boivin, J., Ng, S. (2005): „Understanding and comparing factor – based forecasts”, *International Journal of Central Banking*, (1), str. 117. – 151.
8. Botrić, V., Cota, B. (2006): „Sources of Inflation in Transition Economy: The Case of Croatia”, *Ekonomski pregled*, 57 (12), str. 835. – 855.
9. Družić, I., Tica, J., Mamić, A. (2006): „The Challenge of Application of Phillips Curve: The Case of Croatia”, *Zagreb International Review of Economics & Business*, SCI, Zagreb, str. 45. -59.
10. Engle, R. F. (1982): „Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50(4), str. 987. – 1007.
11. Engle, R. F. (1983): „Estimates of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(3), str. 286. – 301.
12. Forni, M., et al. (2000): „The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation”, *The Review of Economics and Statistics*, 82(4), str. 540. – 552.
13. Friedman, M. (1977): „Nobel Lecture: Inflation and Unemployment”, *The Journal of Political Economy*, 85(3), str. 451. – 472.
14. Funda, J., Lukinić, G., Ljubaj, I. (2007): „Ocjena Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj”, *Financijska teorija i praksa*, 31 (4), str. 315. – 346.
15. Hair, J., Black, W., Babin, B., Anderson, R. (2009): „*Multivariate Data Analysis*”, Pearson.
16. Harman, H. H. (1976): „*Modern Factor Analysis*”, The University of Chicago Press, Chicago.

17. Johanson, R. A., Wichern, D. W. (1998): „*Applied Multivariate Statistical Analysis*”, Prentice Hall, New York.
18. Kunovac, D. (2007): „Faktorske prognoze inflacije u Hrvatskoj”, *Financijska teorija i praksa*, 31 (4), str. 365. – 386.
19. Kunovac, D., Pufnik, A. (2006.): „Kratkoročno prognoziranje inflacije u Hrvatskoj korištenjem sezonskih ARIMA procesa”, *Hrvatska narodna banka – istraživanja*, I 18, str. 1. – 19.
20. Lucas, R. E. (2000): „Inflation and Welfare”, *Econometrica*, 68(2), str. 247. – 274.
21. Malešević, P. L. (2009.): „Kointegracijski pristup analizi inflacije u Hrvatskoj”, *Financijska teorija i praksa*, 33 (2), str. 201. – 218.
22. Payne, J. E. (2002): „Inflationary Dynamics of a Transition Economy: the Croatian Experience”, *Journal of Policy Modeling*, 24 (3), str. 219. – 230.
23. Phelps, E. S. (1967): „Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time”, *Economica*, 34(135), str. 254-281
24. Phillips, A. W. (1958): „The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Rates in United Kingdom, 1861 – 1957”, *Economica*, 25(100), str. 283. – 299.
25. Stock, J. H., Watson, M. W. (2005): „Implications of Dynamic Factor Models for VAR analysis”, *NBER Working Paper* No. 11467, National Bureau of Economic Research.
26. Vizek, M., Broz, T. (2007): „Modelling Inflation in Croatia”, EIZ Working Paper, *Ekonomski institut Zagreb*.
27. Zuccaro, C. (2007): „Statistical alchemy-the use of factor scores in linear regression”, *École des sciences de la gestion*, Université du Québec à Montréal. 28. Državni zavod za statistiku, www.dzs.hr, [pristupljeno: svibanj, 2010.].
29. Eurostat, ec.europa.eu/eurostat, [pristupljeno: svibanj, 2010.].
30. Hrvatska gospodarska komora, www.hgk.hr, [pristupljeno: svibanj, 2010.].
31. Hrvatska narodna banka, www.hnb.hr, [pristupljeno: svibanj, 2010.].