

Zrinka Lukač*

JEL klasifikacija: C61, C53, E32
Izvorni znanstveni rad
<https://doi.org/10.32910/ep.73.3.4>

NOVI NAČIN ODREĐIVANJA TEŽINA U MJERENJU EUROPSKOG POTROŠAČKOG SENTIMENTA POMOĆU NELINEARNE OPTIMIZACIJE

Ankete pouzdanja poduzeća i potrošača (engl. Business and Consumer Surveys, BCS) koristan su izvor podataka za ekonomske analize i prognoze, a bezrezervna dostupnost BCS podataka stimulira nove primjene ovih podataka u empirijskim znanstvenim istraživanjima kao i kontinuirana metodološka unapređenja provođenja anketa i izračunavanja kompozitnih pokazatelja. Pokazatelj pouzdanja potrošača (engl. Consumer Confidence Indicator, CCI), koji se računa upravo pomoću BCS podataka, jedan je od široko prihvaćenih i empirijski potvrđenih vodećih (engl. leading) indikatora osobne potrošnje i ekonomske aktivnosti općenito. Iako je metodologija izračuna pokazatelja pouzdanja harmonizirana na europskoj razini, argumentirani prijedlozi poboljšanja istih uvijek su dobrodošli. Stoga se u ovom radu zadržavaju varijable komponente CCI-a koje su definirane na razini EU-a, ali se promjenom metodologije izračuna CCI-a nastoji ukazati na mogućnost poboljšanja prognostičkih svojstava ovog pokazatelja sentimenta potrošača. Umjesto standardne metode izračuna pokazatelja kao jednostavne aritmetičke sredine četiriju varijabli komponenti, što znači da su sve četiri varijable jednako značajne u izračunu pokazatelja, rabi se metoda nelinearne optimizacije. U istraživanju se polazi od pretpostavke da se inoviranjem metodologije izračuna pokazatelja, novim načinom određivanja težina pridruženih

* Z. Lukač, dr. sc., redoviti profesor, Sveučilište u Zagrebu, Ekonomski fakultet (e-mail: zlukac@efzg.hr). Rad je primljen u uredništvo 03.04.2020. godine, a prihvaćen je za objavu 01.07.2020. godine. Dio istraživanja iz ovog rada prethodno je prezentiran na 26. Kongresu CRO-MAR-a, održanom u Zagrebu 12. i 13. prosinca 2019. godine.

pojednim varijablama komponentama CCI-a, mogu poboljšati njegova prognostička svojstva. Rezultati empirijskog istraživanja povezanosti inoviranog CCI-a i osobne potrošnje kao referentne serije potvrđuju pretpostavku istraživanja. Naime, rezultati pokazuju da se temeljem promjena inoviranog CCI-a može uspješno predvidjeti smjer promjene osobne potrošnje s dva tromjesečja prethođenja.

U istraživanju su rabljeni tromjesečni BCS podatci za četiri standardne CCI komponente i godišnje stope rasta osobne potrošnje na agregatnoj razini EU-a. Podacima je obuhvaćeno razdoblje od prvog tromjesečja 1996. do drugog tromjesečja 2019. Izvori podataka su Europska komisija i Eurostat. Ovo istraživanje provedeno je samo za EU na agregatnoj razini, no ovo ograničenje uklonit će se budućim istraživanjima koja će se usredotočiti na ispitivanje i uočavanje potencijalnih razlika u sentimentu potrošača po pojedinim zemljama članicama EU-a. Očekuju se različiti sustavi ponderiranja u izračunu CCI-a za različita nacionalna gospodarstva u EU-u. Izvornost ovoga rada ogleda se u inoviranom načinu izračuna pokazatelja pouzdanja potrošača primjenom nelinearne optimizacije u odnosu na standardni izračun koji primjenjuje EU.

Ključne riječi: *ankete pouzdanja poduzeća i potrošača, pokazatelj pouzdanja potrošača, nelinearna optimizacija*

1. UVOD

Pokazatelj pouzdanja potrošača (engl. *Consumer Confidence Indicator*, CCI) široko je prihvaćena i korištena mjera potrošačkog sentimenta. Kao takav, on je vodeći indikator ne samo osobne potrošnje kao referentne serije već i cjelokupne ekonomske aktivnosti. Njegova su prediktivna svojstva neupitna. To se posebno odnosi na predviđanja smjera promjene osobne potrošnje na agregatnoj razini Europske unije (EU) i/ili euro područja (EA). Unatoč tomu, u posljednje se vrijeme sve više napora ulaže u njegovo revidiranje kako bi se još više poboljšala njegova prediktivna svojstva koja su, promatrano po pojedinim zemljama članicama EU-a, nešto manja.

Posljednja recesija 2008. godine aktualizirala je potrebu iznalaženja vodećih indikatora koji upravo u takvim nepovoljnim uvjetima ispravno i pravovremeno nagovješćuju negativne trendove u gospodarstvu. Pritom su se upravo pokazatelji pouzdanja izvedeni iz europskog harmoniziranog programa anketa pouzdanja poduzeća i potrošača (engl. *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys*) pokazali kao kvalitetni vodeći indikatori. Oni se temelje na subjektivnim ocjenama i očekivanjima gospodarskih aktera (menadžera i po-

trošača) o dobro poznatim i korištenim makroekonomskim varijablama kao što su ukupna osobna potrošnja, bruto domaći proizvod, štednja, inflacija, burzovni pri-nosi, nezaposlenost, kamatne stope i mnoge druge. Uključivanjem ovih „mekih“ varijabli u makroekonomske modele značajno se poboljšava njihova reprezentativnost, a time i prognostička snaga.

Revidiranje standardnih europskih pokazatelja pouzdanja poduzeća i potrošača nije neuobičajeno i rijetko. Prema posljednjim predloženim izmjenama (European Commission, 2018) koje je predložila Europska komisija u prosincu 2018. godine te ih i implementirala u harmonizirani program u siječnju 2019. godine, izmijenjena je struktura pokazatelja te se on sada temelji na sljedeće četiri varijable: financijska situacija u kućanstvu tijekom posljednjih 12 mjeseci, očekivani financijski položaj kućanstva, očekivana opća gospodarska situacija u zemlji i vjerojatnost veće kupovine (posljednje tri varijable izražene su kao očekivanja u sljedećih 12 mjeseci). Prema toj posljednjoj reviziji promijenjen je sastav CCI-a, ali ne i metoda njegova izračuna. Od 12 mjesečnih i 3 tromjesečna pitanja (varijable) odabrane su četiri, kako je navedeno ranije. No, i dalje se pokazatelj računa kao jednostavna aritmetička sredina salda odgovora tih četiriju odabranih varijabli.¹ Promjena u sastavu varijabli uključenih u izračun CCI-a provedena je u skladu s njihovom sposobnosti praćenja i/ili predviđanja rasta osobne potrošnje u EU-u, euro području i zemljama članicama EU-a i u skladu s teorijskom utemeljenosti njihova odabira. Pri prosudbi reprezentativnosti mogućih kombinacija varijabli rabljeni su različiti metodološki pristupi kao što su korelacijska analiza, praćenje predviđanja smjera promjene referentne serije, „in-sample“ i „out-of-sample“ pristup analizi i analiza volatilnosti.

I dok je posljednja revizija CCI-a provedena prije svega s namjerom da se promijeni njegov sastav, namjera je ovog rada promijeniti sustav određivanja težina pri izračunu pokazatelja zadržavanjem istih varijabli koje su standardno odabrane kao varijable komponente. Osnovna je pretpostavka ovog istraživanja da se inoviranjem načina određivanja težina pri izračunu CCI-a mogu poboljšati njegova prediktivna svojstva. U skladu s tom pretpostavkom u sklopu je istraživanja metodom nelinearne optimizacije promijenjen sustav određivanja težina varijabli komponenti CCI-a, a rezultati empirijskog istraživanja povezanosti inoviranog CCI-a i osobne potrošnje kao referentne serije potvrdili su pretpostavku istraživanja.

Rad je podijeljen u pet dijelova. Nakon uvoda slijedi pregled literature, opis metodologije i opis podataka na temelju kojih je provedeno empirijsko istraživanje. Potom slijede numerički rezultati i zaključak koji se izvodi temeljem provedenog istraživanja.

¹ Način provođenja anketa pouzdanja poduzeća i potrošača i kvantificiranje ocjena i očekivanja menadžera i potrošača detaljno su opisani u Čižmešija (2008) i European Commission (2019).

2. PREGLED LITERATURE

Primjenjivost i popularnost pokazatelja pouzdanja, koji se izvode iz rezultata anketa pouzdanja potrošača, započela je uključivanjem ovih istraživanja u zajednički harmonizirani europski program BCS-a. Naime, ovaj program pokrenut je odlukom Europske komisije 15. studenog 1961. godine, ali su ankete pouzdanja potrošača u taj program uključene tek 1972. godine. Od tada je CCI kao kompozitni pokazatelj sentimenta potrošača sve više prisutan u makroekonomskim analizama i modelima, a posebna mu se pozornost pridaje nakon velike gospodarske krize 2008. godine. Kao takav sve je više prisutan u stručnim i znanstvenim istraživanjima objavljenim u respektabilnim znanstvenim časopisima, a istražuje se povezanost CCI-a ne samo s osobnom potrošnjom već i s ostalim makroekonomskim varijablama kao što su rast BDP-a, nezaposlenost, inflacija, štednja, kamatne stope, burzovni prinosi i dr. Pritom treba naglasiti da se istraživanja potrošačkog sentimenta i ostalih makroekonomskih varijabli ne provode samo na razini Europske unije već i širom svijeta.

Povezanost sentimenta potrošača i osobne potrošnje svojim su radovima potvrdili mnogi istraživači (Mishkin, 1978; Carroll i sur., 1994; Jason i Ludvigson, 1998; Howrey, 2001; Al-Eyd i sur., 2009; Vosen i Schmid, 2011; Bruestle i Crain, 2015, Gausden i Hasan, 2018 i mnogi drugi). Postojanje (ne)stabilnosti povezanosti ovih varijabli u različitim razdobljima poslovnih ciklusa istraživali su Al-Eydi sur. (2009), Carroll i sur. (1994), Cotsomitis i Kwan (2006), Dreger i Kholodilin (2013), kao i Wilcox (2007). Posebno zanimljivim i korisnim pokazalo se praćenje pouzdanja potrošača i za vrijeme krize i ekonomske neizvjesnosti kad je to pouzdanje potrošača vrlo nisko, a njegova prediktivna snaga jaka (Can i sur., 2018; Erjavec i sur., 2016; Gausden i Hasan, 2016; Lozza i sur., 2016; Lahiri i sur., 2016; Cristian-sen i sur., 2014, Déés i Brinca, 2011 i drugi).

Nije rijetkost da se pokazatelj pouzdanja potrošača rabi i kao mjera općeg ekonomskog sentimenta, a ne samo potrošačkog. Tako su povezanost CCI-a i rasta BDP-a istraživali i potvrdili Sorić (2018), Largent (2017), Osterholm (2014) i mnogi drugi. Dokazano je da se pokazatelji pouzdanja potrošača mogu uspješno rabiti sami ili u kombinaciji s drugim vodećim indikatorima za predviđanje promjena BDP-a s prethodnjem do 6 mjeseci.

Nisu rijetka ni istraživanja koja su pokazala postojanje povezanosti između potrošačkog sentimenta i prinosa na burzi (Lolic i sur., 2017a; Bathia i sur., 2016; Akhtar i sur., 2011; Hsu i sur., 2011; Jansen i Nahuis, 2003), a neki ga autori čak smatraju mjerom investicijskog sentimenta (Piccoli i sur., 2018; Aydogan, 2017; Bathia, i sur., 2016). Istraživanja su također pokazala da pouzdanje potrošača samo po sebi ima značajnu prediktivnu snagu (kako je navedeno ranije), ali kada se rabi

u kombinaciji s drugim makroekonomskim varijablama, njegov granični utjecaj prilično je slab (Can i sur., 2018; Déés i Brinca, 2011; Garrett i sur., 2005; Howrey, 2001).

Osim povezanosti CCI-a sa standardnim ekonomskim varijablama, istraživači ga uspješno povezuju i s ostalim varijablama kao što su npr. medijske objave (Kalogeropoulos, 2018; Svensson i sur., 2017; Lolic i sur., 2017b; Casey i Owen, 2013 i drugi).

Svi navedeni radovi uglavnom iznalaze nove metode uočavanja kao i ekonometrijske modele opisivanja karaktera povezanosti pokazatelja potrošačkog sentimenta s makroekonomskim varijablama, uvažavajući pritom različite faze gospodarskog ciklusa, obilježja nacionalnih gospodarstva i druge faktore. Literatura o metodološkim unapređenjima samog izračuna vodećih indikatora deriviranih iz BCS-a nešto je skromnija. Tako su, između ostaloga, reviziju europskog pokazatelja ekonomskog sentimenta ponudili Čižmešija i sur. (2018), te Sorić i sur. (2016). Nelinearni je model optimizacije primijenjen u izračunu pokazatelja povjerenja u industriji (Čižmešija i sur., 2019 i drugi), a ranije je Europska komisija provela i reviziju CCI-a i to 2018. godine kad je samo promijenjena njegova struktura, ali ne i metoda izračuna.

Očito je da je korist od uključivanja varijable potrošačkog sentimenta u makroekonomsko modeliranje neupitna. Neupitna je stoga i potreba kontinuiranog metodološkog unapređenja njegova izračuna. Stoga je i ovaj rad svojevrsan doprinos tomu.

3. METODOLOGIJA

BCS se provode anketiranjem menadžera i potrošača izabranih u uzorak na mjesečnoj odnosno tromjesečnoj razini. Anketni upitnici, koji se šalju ispitanicima, sadrže određeni broj pitanja s ponuđenim odgovorima koji su dani kao modaliteti redosljedne varijable s tri odnosno pet modaliteta. Tako se u potrošačkom testu primjenjuje uobičajena struktura odgovora s pet modaliteta: *izrazito pozitivan učinak (PP, ++)*, *pozitivan učinak (P,+)*, *nemijenjanje (E,=)*, *negativan učinak (M,-)*, *izrazito negativan učinak (MM, --)*. Kao dodatni, šesti, modalitet u upitniku nudi se odgovor *ne znam (N)*.² Potom se dobiveni rezultati sažimaju izračunom salda odnosno bilance (B). Saldo je razlika postotaka pozitivnih i negativnih odgovora. Izračunava se za svako pitanje odnosno svaku varijablu. Pritom vrijedi da

² Detaljno u Čižmešija (2008).

je $PP+P+E+M+MM+N=100$. Saldo je razlika relativnih frekvencija (postotaka) svih pozitivnih (PP, P) odgovora i svih negativnih (M, MM) odgovora i to kako slijedi: $B = (PP + 0.5M + MM) - (0.5M + MM)$. Desezonirana salda odabranih varijabli koriste se za izračun kompozitnih pokazatelja kao što je CCI.

Posljednja revizija izračuna CCI-a za EU provedena je početkom 2019. godine. Do tada se CCI izračunavao temeljem sljedeće četiri varijable: procjena financijske situacije kućanstva, procjena opće gospodarske situacije u zemlji, promjena broja nezaposlenih (s negativnim predznakom) i očekivana štednja (sve to promatrano u narednih dvanaest mjeseci). Prema posljednjoj reviziji, vrijednost indikatora CCI u trenutku t računa se kao aritmetička sredina vrijednosti salda četiriju varijabli: financijska situacija u domaćinstvu tijekom posljednjih 12 mjeseci, očekivani financijski položaj kućanstva, očekivana opća ekonomska situacija u zemlji i vjerojatnost veće kupovine (posljednja tri pitanja odnose se na horizont predviđanja za sljedećih 12 mjeseci). Ovaj odnos opisuje relacija (1):

$$CCI_t = \sum_{i=1}^4 \frac{1}{4} q_{i,t}, \quad (1)$$

gdje $q_{i,t}$, $i = 1, \dots, 4$, označava vrijednost varijable i u vremenskom periodu t , $t = 1, \dots, T$. Pritom T označava veličinu uzorka, a varijable su numerirane upravo redosljedom kako su navedene i varijable komponente CCI-a. Tako za trenutak t varijabla $q_{1,t}$ označava financijsku situaciju u domaćinstvu tijekom posljednjih 12 mjeseci, varijabla $q_{2,t}$ označava očekivani financijski položaj kućanstva, varijabla $q_{3,t}$ označava očekivanu opću ekonomsku situaciju u zemlji, dok varijabla $q_{4,t}$ označava vjerojatnost veće kupovine.

CCI se uspoređuje s referentnom serijom za koju se u nastavku rada rabi oznaka F_C_y-o-y . To je stopa rasta osobne potrošnje na godišnjoj razini (relativna promjena osobne potrošnje u istoimenim tromjesečjima na godišnjoj razini). Osnovna je pretpostavka ovog istraživanja da bi se s promjenom težina w_i mogla poboljšati prognostička točnost CCI-a u predviđanju vrijednosti F_C_y-o-y . Stoga se u radu težine w_i određuju kao rješenja sljedećeg nelinearnog problema optimizacije. S obzirom na to da su podatci o osobnoj potrošnji dani na tromjesečnoj razini, potrebno je na toj razini prikazati i podatke BCS-a. U tu se svrhu tromjesečna vrijednost aproksimira vrijednostima varijabli koje čine komponente indeksa CCI-a u posljednjem mjesecu tromjesečja za koji se vežu podatci. Uvažavajući ekonomske teorijske karakteristike analiziranih varijabli, smisleno je vršiti predviđanja vrijednosti F_C_y-o-y do četiri tromjesečja unaprijed. Vrijednosti F_C_y-o-y za h kvartala unaprijed, oznaka $F_C_y-o-y_{t+h}$, $h=0, \dots, 4$, procjenjuju se pomoću BCS podataka za vremenski period t kao

$$F_C_y-o-y_{t+h} = y_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdje je

$$y_t(\alpha, \beta, \mathbf{w}) = \alpha + \beta \cdot \sum_{i=1}^4 w_i q_{i,t}. \quad (3)$$

Pritom je $\mathbf{w}=(w_1, \dots, w_4)$ pripadni vektor težina pridruženih vrijednostima varijabli koje čine komponente indeksa CCI-a, a ε_t označava grešku aproksimacije. U ovom je radu kao kriterij za odabir vrijednosti težina odabrana minimizacija korijena srednje vrijednosti razlike kvadrata između stope rasta osobne potrošnje na godišnjoj razini $F_C_y-o-y_{t+h}$ i njezine aproksimacije $y_t(\alpha, \beta, \mathbf{w})$. Stoga se za dani $h, h=0, \dots, 4$, problem određivanja vrijednosti parametara regresije α i β , kao i vrijednosti težina $\mathbf{w}=(w_1, \dots, w_4)$ može modelirati kao sljedeći problem nelinearnog programiranja:

$$\min_{\mathbf{w}, \alpha, \beta} \sqrt{\frac{1}{T-h-2} \sum_{t=1}^{T-h} (F_C_y-o-y_{t+h} - y_t)^2} \quad (4)$$

uz ograničenja

$$\sum_{i=1}^4 w_i = 1 \quad (5)$$

$$0 \leq w_i \leq 1, i=1, \dots, n \quad (6)$$

gdje T označava veličinu uzorka. Pritom funkcija cilja (4) opisuje upravo korijen srednje vrijednosti kvadrata razlike stvarne vrijednosti stope rasta osobne potrošnje na godišnjoj razini i procjene njezine vrijednosti koja se vrši h kvartala unaprijed pomoću (2) i (3). S obzirom na to da se predviđanje vrši za h kvartala unaprijed, uzorak se sastoji od $T-h-2$ opservacija. Model je potrebno riješiti zasebno za svaki $h, h=0, \dots, 4$. Ograničenja unutar modela odnose se na težine, odnosno na činjenicu da sve težine moraju biti nenegativne te da njihova suma mora biti točno 1.

Međutim, model u formulaciji (4)-(6) nije lako riješiti čak ni pomoću najsvremenijih rješavača. Problemi su višestruki. Kao prvo, s obzirom na to da su parametri regresije α i β , kao i težine $\mathbf{w}=(w_1, \dots, w_4)$ nepoznanice, odnosno u izrazu (3) za procjenu y_t uz varijable $q_{i,t}$ nalazi se i kvadratni član $\beta \cdot w_i$, (2)-(3) nije linearna

regresija. Drugo, funkcija cilja (4) u sebi sadrži funkciju korijena što opet predstavlja problem pri rješavanju modela (4)-(6). Međutim, ove probleme moguće je vrlo lako zaobići na sljedeći način. Problem nelinearnosti procjene y_t može se riješiti tako da se ista transformira u ekvivalentnu linearnu regresiju uvođenjem novih varijabli $b_i, i=1, \dots, 4$, pri čemu je

$$b_i = \beta \cdot w_i. \quad (7)$$

Relacija (3) sada se u linearnom obliku može zapisati kao

$$y_t(\alpha, \beta, \mathbf{w}) = \alpha + \sum_{i=1}^4 b_i q_{i,t}, \quad (8)$$

ali pritom je potrebno uvesti dodatno ograničenje da sve varijable $b_i, i=1, \dots, 4$, moraju imati isti predznak. Time se regresija (2)-(3) transformira u ekvivalentnu linearnu regresiju (8). S obzirom na to da suma svih težina mora biti jednaka 1, iz relacije (8) lako se rekonstruiraju vrijednosti parametra β i težina $w_i, i=1, \dots, 4$ iz originalne regresije (3) na sljedeći način:

$$\beta = \sum_{i=1}^4 b_i \quad (9)$$

i

$$w_i = \frac{b_i}{\sum_{i=1}^4 b_i}, \quad i = 1, \dots, 4. \quad (10)$$

Ostaje još problem funkcije korijena u funkciji cilja (4). S obzirom na to da je funkcija korijena strogo rastuća funkcija, a i kvadratna je funkcija strogo rastuća funkcija, točka u kojoj se dostiže minimum problema (4)-(6) neće se promijeniti ako se funkcija cilja (4) kvadrira. Također, za dani interval prethođenja h vrijednost je izraza $\frac{1}{T-h-2}$ konstantna, pa se točka u kojoj se dostiže minimum neće promijeniti ako se ovaj izraz zamijeni vrijednošću 1. Pritom, iako se točka u kojoj se dostiže minimum ne mijenja, vrijednost se samog minimuma mijenja jer se promatra drugačija funkcija cilja. Međutim, ovdje nije važna vrijednost minimuma već točka u kojoj se minimum dostiže.

Sada se problem (4)-(6) za različite intervale prethođenja $h, h=0, \dots, 4$, može ekvivalentno zapisati kao problem kvadratnog programiranja (11)-(13):

$$\min_{\alpha, \mathbf{b}} \sum_{t=1}^{T-h} \left(F_C_y - o - y_{t+h} - \alpha - \sum_{i=1}^n b_i q_{i,t} \right)^2 \quad (11)$$

uz ograničenja

$$\text{sgn}(b_1) = \dots = \text{sgn}(b_n) \quad (12)$$

$$0 \leq w_i \leq 1, \quad \forall i = 1, \dots, 4, \quad (13)$$

pri čemu T označava veličinu uzorka. Pritom je funkcija cilja (11) kvadratna funkcija. Da bi se ovaj model mogao riješiti pomoću dostupne programske podrške za rješavanje problema kvadratnog programiranja, potrebno je da sva ograničenja budu linearna. Iako ograničenje (12) nije linearno, model (11)-(13) može se riješiti kao standardni problem kvadratnog programiranja tako da se ograničenje (12) zamijeni ograničenjem na predznake varijabli $b_i, i=1, \dots, 4$, te se model posebno riješi za slučaj kada su sve varijable b_i nenegativne i posebno za slučaj kada su nepozitivne. Usporedbom rješenja ova dva modela lako se odredi točka minimuma. Istu ideju pri formulaciji modela rabili su i Sorić i sur. (2016) u reviziji europskog pokazatelja ekonomskog sentimenta.

Pomoću težina $w_i^*, i=1, \dots, 4$, koje su dobivene kao rješenje modela (11)-(13) za dani interval prethođenja $h, h=0, \dots, 4$, sada se može definirati novi indeks $CCI_{t,h}^{new}$ kojim se u trenutku t predviđa vrijednost stope rasta osobne potrošnje na godišnjoj razini $F_C_y - o - y_{t+h}$ u trenutku $t+h$ kao

$$CCI_{t,h}^{new} = \sum_{i=1}^4 w_i^* q_{i,t}^h. \quad (11)$$

4. NUMERIČKI REZULTATI

Empirijsko istraživanje provedeno je na podacima o osobnoj potrošnji koje su preuzete s internetskih stranica Eurostata te na podacima anketa pouzdanja poduzeća i potrošača koje su preuzete sa stranica Europske komisije. Podaci se od-

nose na Europsku uniju kao cjelinu za razdoblje od prvog tromjesečja 1996. godine do drugog tromjesečja 2019. godine, što čini uzorak veličine 94 opažanja. Podatci se odnose na 4 standardne komponente na temelju kojih se formira pokazatelj CCI (financijska situacija u domaćinstvu tijekom posljednjih 12 mjeseci, očekivani financijski položaj kućanstva, očekivana opća ekonomska situacija i vjerojatnost veće kupovine).

Sam model implementiran je u matematičkom programskom jeziku AMPL. To je algebarski jezik za modeliranje koji omogućuje opisivanje i rješavanje složenih problema iz područja matematičkog programiranja (Fourer i sur, 1990, te Fourer i sur, 2003), a razvili su ga Robert Fourer, David Gay i Brian Kernighan iz tvrtke Bell Laboratories. Za samo rješavanje modela rabio se rješavač CPLEX (IBM Corporation, 2016) koji je prvenstveno namijenjen rješavanju problema linearnog programiranja (pri čemu varijable mogu biti i cjelobrojne, mješovito cjelobrojne ili binarne). Međutim, pomoću ovog rješavača moguće je riješiti i probleme kvadratnog programiranja u kojima funkcija cilja sadrži kvadratni član, ali su pri tom sva ograničenja linearna. Takav je upravo model (11)-(13).

Rješavanjem ovog modela u programskom paketu AMPL pomoću rješavača CPLEX dobivene su optimalne vrijednosti parametara regresije α i β , kao i težine $\mathbf{w}^h = (w_1^h, \dots, w_4^h)$ koje se rabe za kreiranje indeksa $CCI_{t,h}^{new}$ za različite intervale prethođenja $h, h=0, \dots, 4$. Tablica 1 prikazuje njihove optimalne vrijednosti za različite intervale prethođenja h .

Tablica 1.

OPTIMALNE VRIJEDNOSTI PARAMETARA α I β TE TEŽINA
 $\mathbf{w}^h = (w_1^h, \dots, w_4^h)$ ZA RAZLIČITE INTERVALE PRETHOĐENJA $h, h=0, \dots, 4$,
ZA UZORAK OD PRVOG TROMJESEČJA 1996. GODINE DO DRUGOG
TROMJESEČJA 2019.

h	α	β	w_1^h	w_2^h	w_3^h	w_4^h
0	5,20830	1,00000	0,00000	0,00000	0,16649	0,83351
1	4,56078	1,00000	0,00000	0,17423	0,20225	0,62353
2	3,52145	1,00000	0,00000	0,48922	0,13447	0,37631
3	2,87002	1,00000	0,00000	0,67395	0,06419	0,26186
4	2,89709	0,21180	0,00000	0,63494	0,01808	0,34699

Izvor: Izračun autora

Rezultati upućuju na to da varijabla financijska situacija u kućanstvu tijekom posljednjih 12 mjeseci niti za jedan interval prethođenja nije značajna u strukturi CCI-a. Težina joj je uvijek 0. U istom se vremenu (bez prethođenja) najvažnija u strukturi CCI-a pokazala četvrta varijabla vjerojatnost veće kupovine u narednih 12 mjeseci. Naime, vjerojatnost veće kupovine u narednih 12 mjeseci direktno je povezana s povećanom potrošnjom. Ako je kupac izrazio svoju spremnost na veću kupovinu i kao takvu je iskazao kroz ankete pouzdanja potrošača, očekivati je da će on zaista tu kupnju i ostvariti. Težina varijable vjerojatnost veće kupovine u narednih 12 mjeseci smanjuje se kako se interval prethođenja h povećava. Tako je vrijednost težine ove varijable za interval prethođenja $h = 0$ jednaka 0,83351, a potom se kontinuirano smanjuje te za $h = 4$ iznosi samo 0,34699. U istom vremenu ($h = 0$) težinu 0 ima i varijabla očekivani financijski položaj kućanstva u sljedećih 12 mjeseci. No, isto se tako može primijetiti da njezin značaj u strukturi CCI-a raste porastom intervala prethođenja. Tako za $h = 4$ težina te varijable iznosi 0,63494. Za razliku od očekivanog financijskog položaja kućanstva u narednih 12 mjeseci, čiji značaj u strukturi CCI-a raste povećanjem intervala prethođenja, varijabla očekivana opće ekonomska situacija relativno je slabo zastupljena kroz sve intervale prethođenja i njezin se značaj smanjuje povećanjem intervala prethođenja.

Potom su izračunate korelacije standardnog CCI indeksa i novoformiranog $CCI_{t,h}^{new}$ indeksa za različite intervale prethođenja h . Nadalje, s obzirom na važnost predviđanja smjera promjene F_C_y-o-y uspoređen je i broj razdoblja u kojima indeksi CCI i $CCI_{t,h}^{new}$ imaju isti predznak (smjer promjene) kao i F_C_y-o-y . Tablice 2 i 3 prikazuju dobivene rezultate.

Tablica 2.

KORELACIJA INDEKSA $CCI_{t,h}^{new}$ SA F_C_y-o-y I BROJ I POSTOTAK TOČNOG PREDVIĐANJA SMJERA PROMJENE ZA RAZLIČITE INTERVALE PRETHOĐENJA $h, h=0, \dots, 4$

	$CCI_{t,h}^{new}$				
	$h=0$	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$
Korelacija s F_C_y-o-y	0,8801	0,8883	0,8568	0,7960	0,7006
Broj točnih predznaka	55	53	54	55	48
% točnih predznaka	59,14%	57,61%	59,34%	61,11%	53,93%

Izvor: Izračun autora

Tablica 3.

KORELACIJA INDEKSA CCI SA F_C_y-o-y I BROJ I POSTOTAK
TOČNOG PREDVIĐANJA SMJERA PROMJENE ZA RAZLIČITE
INTERVALE PRETHOĐENJA $H, h, h=0, \dots, 4$

	<i>CCI</i>				
	<i>h=0</i>	<i>h=1</i>	<i>h=2</i>	<i>h=3</i>	<i>h=4</i>
Korelacija s F_C_y-o-y	0,832606	0,860491	0,830298	0,762664	0,657578
Broj točnih predznaka	57	50	48	53	44
% točnih predznaka	61,29%	54,35%	52,75%	58,89%	49,44%

Izvor: Izračun autora

Iz tablica 2 i 3 vidi se da se najveća korelacija dostiže za novokonstruirani $CCI_{t,h}^{new}$ indeks za prethođenje $h = 1$ i iznosi 0,8883. Za CCI indeks najveća se korelacija također dostiže za prethođenje $h = 1$ i iznosi 0,860491. Istovremeno, za prethođenje $h = 1$, novi $CCI_{t,h}^{new}$ indeks ispravno predviđa smjer promjene F_C_y-o-y za 53 od ukupno 94 razdoblja, odnosno u 57,61% slučajeva. To znači da se temeljem smjera promjene $CCI_{t,h}^{new}$ indeksa može u 57,61% slučajeva ispravno predvidjeti smjer promjene osobne potrošnje jedno tromjesečje unaprijed. Istovremeno, indeks CCI ispravno predviđa smjer promjene F_C_y-o-y za 50 od ukupno 94 razdoblja, odnosno u 54,35% slučajeva. To pokazuje da je novi indeks rezultirao ukupnim poboljšanjem prognostičkog predviđanja F_C_y-o-y . Što se tiče predviđanja točnosti smjera promjene F_C_y-o-y , novi $CCI_{t,h}^{new}$ indeks dostiže najveću točnost za prethođenje $h = 2$, tj. dva tromjesečja unaprijed. U tom je slučaju predznak promjene točan za 54 tromjesečja, odnosno u 59,34% slučajeva. Istovremeno, standardni CCI indeks dostiže najveću točnost za prethođenje $h = 0$, tj. za razdoblje na koje se odnose podaci (u istom vremenu). Pritom je predznak promjene točan za 57 tromjesečja, odnosno u 61,29% slučajeva. Može se uočiti da je za prethođenja $h=0, \dots, 4$ $CCI_{t,h}^{new}$ indeks uspješniji CCI od indeksa i u korelaciji s F_C_y-o-y i u predviđanju smjera primjene F_C_y-o-y . S obzirom na to da je za smisao CCI indeksa da unaprijed predvidi smjer promjene F_C_y-o-y za h tromjesečja unaprijed, odnosno za prethođenja $h \geq 1$, novi $CCI_{t,h}^{new}$ indeks poboljšao je točnost predviđanja F_C_y-o-y u odnosu na standardni indeks CCI .

Što se tiče samih vrijednosti težina pridruženih komponentama od kojih je sačinjen CCI indeks, iz Tablice 1 vidi se da se za prethođenje $h = 1$, odnosno pri predviđanju vrijednosti F_C_y-o-y jedno tromjesečje unaprijed (za koje indeks $CCI_{t,h}^{new}$ dostiže najveću korelaciju), najveća težina dodjeljuje varijabli vjerojatnost

veće kupovine. Ona iznosi 0,62353. Drugim riječima, ona ima najveći utjecaj na određivanje vrijednosti indeksa F_C_y-o-y . Što se tiče prethođenja $h = 2$, odnosno predviđanja vrijednosti F_C_y-o-y dva tromjesečja unaprijed (za koje $CCI_{t,h}^{new}$ indeks dostiže najveću točnost predznaka promjene indeksa F_C_y-o-y), najveći utjecaj ima varijabla očekivani financijski položaj kućanstva s težinom 0,48922, a slijedi je varijabla vjerojatnost veće kupovine s težinom 0,37631. Iz rezultata se vidi da za sva prethođenja $h=0,\dots,4$ varijabla financijska situacija u kućanstvu tijekom posljednjih 12 mjeseci nema nikakav utjecaj, odnosno pridružena joj je težina 0. Pri konstrukciji standardnog CCI indeksa sve ove varijable imaju istu težinu 0,25. Međutim, ovi rezultati pokazuju da je upitno treba li varijablu *financijska situacija u kućanstvu tijekom posljednjih 12 mjeseci* uopće uzeti u obzir prilikom konstrukcije CCI indeksa.

5. ZAKLJUČAK

Negativna gospodarska kretanja, bilo na nacionalnoj bilo na globalnoj razini, uvijek su poticaj za dublja promišljanja o mogućnostima poboljšanja prognostičkih pokazatelja kojima bi se točnije mogle predvidjeti promjene u gospodarstvu. Iako su revidiranja vodećih indikatora u cilju poboljšanja njihovih prediktivnih svojstava kontinuirano prisutna, posljednja kriza 2008. godine dodatno je naglasila tu potrebu. Ista ta kriza istaknula je potrebu uključivanja psiholoških varijabli u makroekonomsko modeliranje i predviđanje. Naime, pokazalo se da nije dovoljno poznavati razinu i dinamiku kretanja makroekonomskih varijabli već je jednako tako važno izmjeriti percepcije gospodarskih subjekata o tim varijablama. Takve „meke“ varijable upravo su pokazatelji pouzdanja poduzeća i potrošača koji se izračunavaju temeljem rezultata BCS-a. Visokofrekventni vremenski nizovi, širok obuhvat nacionalnih gospodarstava, harmoniziranost istraživanja i dostupnost rezultata istraživanja znatno ranije od objavljivanja podataka službenih državnih statistika kao i empirijska potvrda prognostičkih svojstava iznjedrili su pokazatelje pouzdanja BCS-a kao kvalitetne vodeće indikatore. Na njihovom se poboljšanju kontinuirano radi.

U ovom je radu ponuđeno jedno od metodoloških unapređenja izračuna pokazatelja pouzdanja potrošača na razini EU-a kao cjeline. Primjenom nelinearne optimizacije izračunata su opterećenja za četiri varijable komponente CCI-a kao mjere potrošačkog sentimenta. U usporedbi s referentnom serijom godišnje stope rasta osobne potrošnje utvrđeno je da je korelacija navedenih serija veća za modificirani CCI u odnosu na standardni CCI i to u vremenu prethođenja pokazatelja referentnoj seriji za jedno tromjesečje. I dalje je za vrijeme prethođenja od dva tro-

mjesečja najveći relativni udio ispravno predviđenih promjena potrošnje temeljem promjena CCI-a, ali je ipak veći za novi, modificirani CCI. Osim toga, empirijsko istraživanje provedeno u radu pokazalo je da varijabla ocjena financijske situacije u kućanstvu u proteklih 12 mjeseci nije značajna. Ona ima težinu 0 za sve vrijednosti intervala predviđanja, pa je jedna od preporuka koja slijedi iz rezultata ovog istraživanja da se ova varijabla isključi iz strukture CCI-a u nekoj od sljedećih revizija u okviru europskog harmoniziranog programa BCS-a.

Empirijsko istraživanje u ovom radu provedeno je samo na agregatnoj razini EU-a što je svojevrsno ograničenje, stoga će se u sljedećim istraživanjima predložena metodološka modifikacija provesti pojedinačno po zemljama članicama EU. Pritom se za različite zemlje članice EU-a očekuju različiti rezultati, ovisno o specifičnostima pojedinačnih nacionalnih gospodarstava. Harmonizirana istraživanja na razini Europske unije imaju za cilj usklađenost metodologije na razini Europske unije u cjelini, ali to ne znači da pojedine zemlje članice, u svrhu vlastite ekonomske analize i prognoze, ne bi trebale raditi na poboljšanju sustava vodećih indikatora (između ostaloga i CCI-a) s ciljem poboljšanja njegovih prediktivnih svojstava.

Korisnici BCS podataka mnogobrojni su. Osim Europske komisije i Europske središnje banke, središnjih banaka zemalja članica EU-a, rabe ih i istraživačke agencije i financijske institucije koje ove podatke rabe za svoje kvalitativne i kvantitativne analize i predviđanja. Stoga su naponi za poboljšanje prediktivnih svojstava pokazatelja pouzdanja BCS-a svojevrsan doprinos, između ostaloga, i poboljšanju njihovih poslovnih odluka.

LITERATURA

1. Akhtar, S., Faff, R., Oliver, B. i Subrahmanyam, A. (2011). The power of bad: the negativity bias in Australian consumer sentiment announcements on stock returns. *Journal of Banking and Finance*, 35, 1239-1249.
2. Al-Eyd, A., Barrell, R. i Davis, E.P. (2009). Consumer confidence Indices and short-term Forecasting of Consumption. *Manchester School*, 77(1), 96-111.
3. Aydogan, B. (2017). Sentiment dynamics and volatility of international stock markets. *Eurasian Business Review*, 7(3), 407-419.
4. Bathia, D., Bredin, D. i Nitzsche, D. (2016). International Sentiment Spillovers in Equity Returns. *International Journal of Finance & Economics*, 21(4), 332-359.
5. Bruestle, S. i Crain, W.M. (2015). A mean-variance approach to forecasting with the consumer confidence indeks. *Applied Economics*, 47(23), 2430-2444.

6. Carroll, C.D., Fuhrer, J.C. i Wilcox, D. W. (1994). Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why? *The American Economic Review*, 84(5), 1397-1408.
7. Can, H.G.K. i Yunculer, C. (2018). The Explanatory Power and the Forecast Performance of Consumer Confidence Indices for Private Consumption Growth in Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(9), 2136-2152.
8. Casey, G.P. i Owen, A.L. (2013). Good News, Bad News, and Consumer Confidence. *Social Science Quarterly*, 94(1), 292-315.
9. Cotsomitis, J.A. i Kwan, A.C.C. (2006). Can consumer confidence forecast household spending? Evidence from the European commission business and consumer surveys. *Southern Economic Journal*, 72(3), 597-610.
10. Christiansen, C., Eriksen, J.N. i Moller, S.V. (2014). Forecasting US Recessions: The Role of Sentiments. *Journal of Banking & Finance*, 49, 459-468.
11. Déés, S. i Brinca, P.S. (2011). Consumer confidence as a predictor of consumption spending: evidence for the United States and the Euro Area. *ECB-Working paper Series*, No. 1349.
12. Dreger, C. i Kholodilin, K.A. (2013). Forecasting Private Consumption by Consumer Surveys. *Journal of Forecasting*, 32(1), 10-18.
13. Čižmešija, M, Lukač, Z. i Novoselec, T. (2019). Nonlinear optimisation approach to proposing novel Croatian Industrial Confidence Indicator. *Croatian Review of Economic, Business and Social Statistics (CREBSS)*, 5(2), 17-26
14. Čižmešija, M., Sorić, P. i Lolić, I. (2018). *Uloga ekonomskog sentimenta u tumačenju makroekonomskih trendova: metodološka unapređenja i nova područja primjene u Hrvatskoj* (monografija). Zagreb: Ekonomski fakultet Zagreb.
15. Čižmešija, M. (2008). *Konjunktorni testovi Europske unije i Republike Hrvatske*. Zagreb: Privredni vjesnik
16. Erjavec, N., Sorić, P. i Čižmešija, M. (2016). Predicting the probability of recession in Croatia: Is economic sentiment the missing link? *Proceedings of Rijeka Faculty of Economics*, 34(2), 555-579
17. European Commission (2019). The Joint Harmonized EU Programme of Business and Consumer Surveys, User Guide. Dostupno na: http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/documents/bcs_user_guide_en.pdf [pristupano 22.siječnja 2020.]
18. European Commission (2018). A revised consumer confidence indicator. Dostupno na: https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/new_cci.pdf, [pristupano 22.siječnja 2020.]

19. Fourer, R., Gay, D.M. i Kernighan, B.W. (1990). A Modeling Language for Mathematical Programming. *Management Science*, 36(5) 519–554.
20. Fourer, R., Gay, D.M. i Kernighan, B.W. (2003). *AMPL: a modeling language for mathematical programming*. USA: Duxbury Press/Brooks/Cole Publishing Company.
21. Garrett, T.A., Hernandez-Murillo, R. i Owyang M.T. (2005). Does consumer sentiment predict regional consumption? *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 87(2), 123-135.
22. Gausden, R. i Hasan, MS. (2016). Would information on consumer confidence have helped to predict UK household expenditure during the recent economic crisis? *Applied Economics*, 48(18), 1695-1709
23. Gausden, R. i Hasan, M.S. (2018). An assessment of the contribution of consumer confidence towards household spending decisions using UK data. *Applied Economics*, 50(12), 1395-1411.
24. Howrey, E.P. (2001). The Predictive Power of the Index of Consumer Sentiment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2001(1), 175-207.
25. Hsu, C.C., Lin H.Y. i Wu J.Y. (2011). Consumer Confidence and Stock Markets: The Panel Causality Evidence. *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 435-480.
26. IBM Corporation (2016). IBM ILOG CPLEX Optimization Studio CPLEX User's Manual, Dostupno na: https://www.ibm.com/support/knowledge-center/SSSA5P_12.7.0/ilog.odms.studio.help/pdf/usrcplex.pdf [pristupano 29. veljače 2020.]
27. Jason, B. i Ludvigson, S. (1998). Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race. *Economic Policy Review*, 59-78.
28. Jansen, W.J. i Nahuis, N.J. (2003). The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence. *Economic Letters*, 79, 89-98.
29. Kalogeropoulos, A. (2018). Economic News and Personal Economic Expectations. *Mass Communication and Society*, 21(2), 248-265.
30. Lahiri, K., Monokroussos, G. i Zhao, Y.C. (2016). Forecasting Consumption: the Role of Consumer Confidence in Real Time with many Predictors. *Journal of Applied Econometrics*, 31(7), 1254-1275.
31. Largent, Y.M. (2017). The Deficit and Public Debt Dynamics in bad and good Times. *Revue Economique*, 68(4), 571-594.
32. Lolic, I., Soric, P. i Cizmesija, M. (2017a). Personal Finances vs. the Overall Economic Conditions: What Drives the New EU Member States' Stock Markets? *Comparative Economic Research – Central and Eastern Europe*, (20)4, 125-142.

33. Lolic, I., Soric, P. i Cizmesija, M. (2017b). Disentangling the relationship between news media and consumers' inflation sentiment: the case of Croatia. *Finance a Uver - Czech Journal of Economics and Finance*, 67(3), 221-249.
34. Lozza, E., Bonanomi, A., Castiglioni, C. i Bosio, A.C. (2016) Consumer sentiment after the global financial crisis. *International Journal of Marketing Research*, 58(5), 671-691
35. Mishkin, F. (1978). The Household Balance Sheet and the Great Depression. *The Journal of Economic History*, 38(4), 918-937.
36. Osterholm, P. (2014). Survey data and short-term forecasts of Swedish GDP growth. *Applied Economics Letters*, 21(2), 135-139.
37. Piccoli, P., Costa, N.C.A., da Silva, W.V. i Cruz, J.A. W. (2018). Investor sentiment and the risk-return tradeoff in the Brazilian market. *Accounting and Finance*, 58(1), 599-618.
38. Soric, P. (2018). Consumer confidence as a GDP determinant in New EU Member States: a view from a time-varying perspective. *Empirica*, 45(2), 261-282.
39. Sorić, P., Lolić, I. i Čižmešija, M. (2016). European Economic Sentiment Indicator: An empirical reappraisal. *Quality & quantity*, **50** (5); 2025-2054
40. Svensson, H.M., Albaek, E., van Dalen, A. i de Vreese, C.H. (2017). The impact of ambiguous economic news on uncertainty and consumer confidence. *European Journal of Communication*, 32(2), 85-99.
41. Vosen, S. i Schmidt, T. (2011). Forecasting Private Consumption: Survey-Based Indicators vs. Google Trends. *Journal of Forecasting*, 30(6), 565-578.
42. Wilcox, J. A. (2007). Forecasting Components of Consumption with Components of Consumer Sentimen., *Business Economics*, 42(4), 22-32.

A NOVEL APPROACH TO DETERMINING WEIGHTS IN MEASURING EUROPEAN CONSUMER SENTIMENT USING NONLINEAR OPTIMIZATION

Summary

Business and Consumer Surveys (BCS) surveys are useful source of data for various economic analysis and forecasts. The general availability of BCS data stimulates new applications of this data in empirical scientific research, as well as continuous methodological improvements in conducting surveys and calculating composite indicators. The Consumer Confidence Indicator (CCI), which is calculated using BCS data, is one of the widely accepted and empirically proven leading indicators of consumer sentiment and economic activity in general. Although the methodol-

ogy for calculating confidence indicators has been harmonized at European level, suggestions for improving them have always been welcome. Therefore, in this research the CCI component variables defined at EU level have been retained. However, the possibility of improving the prognostic properties of this consumer sentiment indicator has been indicated by changing the CCI calculation methodology. Instead of the standard method of calculating the CCI indicator as a simple arithmetic mean of its four component variables, that is the methodology which considers all four variables as equally significant in the calculation of the indicator, the nonlinear optimization method is used. The hypothesis of the study is that by updating the methodology of the indicator calculation, its prognostic properties can be improved through a new method of determining the weights associated with individual variables of CCI's components. The results of an empirical study of the relationship between the innovated CCI and personal consumption as a reference series confirm the research hypothesis. Specifically, the results show that, based on changes in innovated CCI, one can successfully predict the direction of change in personal consumption two quarters in advance.

The empirical part of the study is based on quarterly BCS data for four standard CCI's components and annual growth rates of personal consumption at EU aggregate level. The data covers the period from the first quarter of 1996 to the second quarter of 2019. Data sources are the European Commission and Eurostat. This research was conducted only for the EU at the aggregate level, but this limitation will be removed by future research that will focus on examining and spotting potential differences in consumer sentiment across individual EU member states. Different weighting systems are expected in the calculation of CCI for different national economies in the EU. The originality of this paper is reflected in the innovative way of calculating consumer confidence indicators which is based on applying nonlinear optimization, unlike the standard calculation applied by the EU.

Key words: company and consumer confidence surveys, consumer confidence indicator, nonlinear optimization