

# Analiza utjecaja tečajne izloženosti na osobnu potrošnju u odabranim zemljama

---

Papoči, Anamarija

Master's thesis / Diplomski rad

2024

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Zagreb, Faculty of Economics and Business / Sveučilište u Zagrebu, Ekonomski fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:148:341916>

Rights / Prava: [Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 Unported/Imenovanje-Nekomercijalno-Dijeli pod istim uvjetima 3.0](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2025-03-11**



Repository / Repozitorij:

[REPEFZG - Digital Repository - Faculty of Economics & Business Zagreb](#)



**Sveučilište u Zagrebu  
Ekonomski fakultet  
Integrirani preddiplomski i diplomski sveučilišni studij  
Ekonomija**

**ANALIZA UTJECAJA TEČAJNE IZLOŽENOSTI NA OSOBNU  
POTROŠNJU U ODABRANIM ZEMLJAMA**

Diplomski rad

**Anamarija Papoči**

**Zagreb, srpanj 2024.**

**Sveučilište u Zagrebu  
Ekonomski fakultet  
Integrirani preddiplomski i diplomski sveučilišni studij  
Ekonomija**

**ANALIZA UTJECAJA TEČAJNE IZLOŽENOSTI NA OSOBNU  
POTROŠNJU U ODABRANIM ZEMLJAMA**

**ANALYSIS OF THE IMPACT OF EXCHANGE RATE  
EXPOSURE ON PERSONAL CONSUMPTION IN SELECTED  
COUNTRIES**

Diplomski rad

**Student: Anamarija Papoči  
JMBAG studenta : 0067586384  
Mentor: prof. dr. sc. Josip Tica**

**Zagreb, srpanj 2024.**

## **Sažetak**

Ovaj rad za cilj ima procijeniti utjecaj tečajne izloženosti na potrošnju i utvrditi postojanje razlika u jačini učinka tečajne izloženosti na potrošnju u odabranim zemljama s obzirom na njihov stupanj razvijenosti i izbor tečajnog režima. Specifičnost ovog rada jest uporaba panel modela na zemljama različitih karakteristika. Također, potrošnja je procijenjena panel modelima što nije toliko zastupljeno u dosadašnjim istraživanjima. Dodatan iskorak jest uporaba binarnih varijabli u panel modelu kao način uključivanja kvalitativnih varijabli. Provedeno empirijsko istraživanje na temelju panel podataka za 24 zemlje u razdoblju od 1990. do 2017.godine potvrđuje prisutnost negativnog utjecaja tečajne izloženosti na potrošnju. Pri tome je fiksni model ocijenjen kao najprikladniji model za korištene panel podatke. Utvrđeno je da zemlje koje bilježe veću tečajnu izloženost, imaju i snažniji učinak izloženosti na potrošnje što je pokazano na razvijenim ekonomijama koje koriste fiksni tečajni režim. Isto tako, pokazalo se da je učinak izloženosti na potrošnju veći za zemlje s fiksnim režimom naspram zemalja s fleksibilnim tečajnim režimom. Provedeno istraživanje ograničeno je nedostupnošću recentnijih podataka, ali i nedovoljnom upoznatošću s panel VAR modelima. Svakako se preporučuje uvođenje autoregresivnosti zavisne varijable u model, ali i veća kontrola heterogenosti odabranih zemalja.

**Ključne riječi:** tečajna izloženost, potrošnja, zaduživanje u stranoj valuti, panel analiza

## **Abstract**

This paper aims to assess the impact of exchange rate exposure on consumption and to determine the existence of differences in the strength of the exchange rate exposure effect on consumption in selected countries regarding their size and choice of exchange rate regime. The specificity of this paper is the use of panel models in countries of distinctive characteristics. Also, consumption was estimated by panel models which is not so common in previous research. An additional step forward is the use of binary variables in the panel model to include qualitative variables. Conducted empirical research based on panel data for twenty-four countries in the period from 1990 to 2017 confirms the presence of a negative impact of exchange rate exposure on consumption. In doing so, the fixed model was rated as the most suitable model for the panel data used. Countries that record higher exchange rate exposure were also found to have a stronger impact of exposure on consumption as demonstrated in developed economies using a fixed exchange rate regime. Similarly, the impact of exposure on consumption has been shown to be greater for countries with a fixed regime versus countries with a flexible exchange rate regime. The conducted research is limited by the unavailability of more recent data, but also by insufficient knowledge of panel VAR models. It is certainly recommended to use any kind of the autoregressive model, but also to have greater control of the heterogeneity of the selected countries.

**Keywords:** exchange rate exposure, consumption, foreign currency debt, panel analysis

Anamarija Papoči  
Ime i prezime studenta/ice

## IZJAVA O AKADEMSKOJ ČESTITOSTI

Izjavljujem i svojim potpisom potvrđujem da je \_\_\_\_\_ diplomski rad  
(vrsta rada)  
isključivo rezultat mog vlastitog rada koji se temelji na mojim istraživanjima i oslanja se na objavljenu literaturu, a što pokazuju korištene bilješke i bibliografija. Izjavljujem da nijedan dio rada nije napisan na nedozvoljen način, odnosno da je prepisan iz necitiranog rada, te da nijedan dio rada ne krši bilo čija autorska prava. Izjavljujem, također, da nijedan dio rada nije iskorišten za bilo koji drugi rad u bilo kojoj drugoj visokoškolskoj, znanstvenoj ili obrazovnoj ustanovi.

Student/ica:

U Zagrebu, \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_  
(potpis)

## STATEMENT ON ACADEMIC INTEGRITY

I hereby declare and confirm with my signature that the \_\_\_\_\_ master's thesis  
(type of the paper)  
is exclusively the result of my own autonomous work based on my research and literature published, which is seen in the notes and bibliography used. I also declare that no part of the paper submitted has been made in an inappropriate way, whether by plagiarizing or infringing on any third person's copyright. Finally, I declare that no part of the paper submitted has been used for any other paper in another higher education institution, research institution or educational institution.

Student:

In Zagreb, \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_  
(signature)

# SADRŽAJ

<b>1.UVOD</b> .....	1
<b>1.1.Predmet i cilj rada</b> .....	1
<b>1.2.Izvori podataka i metode prikupljanja</b> .....	2
<b>1.3.Sadržaj i struktura rada</b> .....	2
<b>2.OSNOVNI KONCEPTI OSOBNE POTROŠNJE I TEČAJNE IZLOŽENOSTI</b> .....	3
<b>2.1.Razvoj funkcije potrošnje</b> .....	3
<b>2.1.1.Teorija apsolutnog dohotka</b> .....	3
<b>2.1.2.Teorija relativnog dohotka</b> .....	4
<b>2.1.3.Teorija životnog ciklusa</b> .....	5
<b>2.1.4.Teorija permanentnog dohotka</b> .....	7
<b>2.2.Mundell-Fleming-Tobin model</b> .....	8
<b>2.3.Hipoteza izvornog grijeha u zaduživanju</b> .....	13
<b>3.PREGLED DOSADAŠNJIH ISTRAŽIVANJA</b> .....	19
<b>3.1.Pregled dosadašnjih istraživanja o tečajnoj izloženosti</b> .....	19
<b>3.2.Pregled dosadašnjih istraživanja o funkciji potrošnje</b> .....	25
<b>4.METODOLOGIJA PROCJENE UTJECAJA TEČAJNE IZLOŽENOSTI NA POTROŠNJU</b> .....	32
<b>4.1.Korišteni podaci</b> .....	32
<b>4.2.Metodologija istraživanja</b> .....	34
<b>5.ANALIZA UTJECAJA TEČAJNE IZLOŽENOSTI NA POTROŠNJU U ODABRANIM ZEMLJAMA</b> .....	37
<b>5.1.Deskriptivna statistika</b> .....	37
<b>5.2.Rezultati panel analize</b> .....	40
<b>6.ZAKLJUČAK</b> .....	52
<b>POPIS LITERATURE</b> .....	54
<b>POPIS TABLICA</b> .....	58
<b>POPIS GRAFIKONA</b> .....	58
<b>ŽIVOTOPIS STUDENTICE</b> .....	59
<b>PRILOZI</b> .....	60

## **1.UVOD**

### **1.1.Predmet i cilj rada**

Otvaranjem zemlje međunarodnom financijskom tržištu kućanstvima se nudi veći spektar mogućnosti zaduživanja. Dakako, iako zaduživanje u stranoj valuti ima brojne prednosti, poput veće ponude zaduživanja, nižih kamatnih stopa, ili pak veće stabilnosti odabrane valute u odnosu na domaću, ono nosi i određene nedostatke. Tako zaduživanje u stranoj valuti ograničava donošenje kontracikličnih politika nositeljima politike, ali ima i negativan utjecaj na središnju banku u vidu gubitka funkcije posljednjeg utočišta. Naposljetku, najrelevantniji nedostatak zaduživanja u stranoj valuti jest izlaganje tečajnom riziku. Naime, uslijed deprecijacije, zemlja doživljava učinak na dohodak kroz dva kanala. Uz kanal konkurentnosti, deprecijacija može imati utjecaj i na potrošnju. Smjer i jačina utjecaja tečajne izloženosti na potrošnju uvelike ovisi o razini tečajne izloženosti zemlje. Prema Mundell-Fleming-Tobin modelu u ekstremnom slučaju visoke zaduženosti u stranoj valuti, odnosno visoke tečajne izloženosti, deprecijacija tečaja rezultira rastom obaveza za otplatu duga te smanjenjem potrošnje. U fokus ovog rada stavljena je prethodno opisana ekstremna situaciju u kojoj su kućanstva primorana prenamijeniti svoj raspoloživi dohodak za otplatu duga, odnosno smanjiti dio dohotka planiran za potrošnju. Navedena situacija potvrdila se prije nekoliko godina u Republici Hrvatskoj u situaciji rasta tečaja švicarskog franka. Kućanstva koja su se zadužila u spomenutoj valuti su pala pod utjecaj tečajnog rizik što je znatno utjecalo na njihovu likvidnost, odnosno zadržavanje životnog standarda koji je bio uspostavljen prije deprecijacije.

Ovaj rad za cilj ima procijeniti utjecaj tečajne izloženosti na potrošnju te utvrditi postojanje razlika u jačini učinka tečajne izloženosti na potrošnju u odabranim zemljama s obzirom na njihovu razinu razvijenost i izbor tečajnog režima. Specifičnost ovog rada jest uporaba panel modela na zemljama različitih karakteristika naspram dosadašnjih istraživanja čija analiza se temelji na užem geografskom području. Isto tako, za procjenu potrošnje se uobičajeno koristi model korekcije pogreške, Johansenov pristup kointegracije ili VAR model, a ne model na panel podacima. Dodatan iskorak jest uporaba binarnih varijabli u panel modelu kao način uključivanja kvalitativnih varijabli.



## **1.2.Izvori podataka i metode prikupljanja**

Podaci pomoću kojih će se provesti panel analiza su prikupljeni iz dva izvora. Podaci o potrošnji, neto plaćama, realnoj kamatnoj stopi i indeksu cijena nekretnina preuzeti su sa stranice World Bank Data baze podataka. Kao izvor podataka o udjelu imovine u domaćoj valuti u BDP-u, odnosno stranoj valuti, te podataka o udjelu obaveza u domaćoj valuti u BDP-u, to jest stranoj valuti, koristili su se sekundarni podaci iz rada autora Bénétrix i drugih suradnika (2020) koji su javno dostupni. Analizom je obuhvaćeno 24 zemlje, a razdoblje promatranja seže od 1990. do 2017.godine. Pri tome, zemlje se razlikuju po razvijenosti te izboru tečajnog režima.

Pomoću prikupljenih podataka procijenit će se tri panel modela koji, uz navedene varijable, koriste i interakcijske članove za uključivanje razlika u razvijenosti i odabira tečajnog režima u pojedinoj zemlji uporabom tri binarne varijable. Navedenom specifikacijom se namjerava istražiti jačina utjecaja tečajne izloženosti na potrošnju u četiri moguća modaliteta u koju se zemlja može svrstati. Sva tri panel modela su koncipirana na način da je potrošnja zavisna varijabla, dok su ostale varijable nezavisne. Panel analiza provedena je u R programu, a rezultati su prezentirani tablično uz popratna objašnjenja.

## **1.3.Sadržaj i struktura rada**

Rad je strukturno podijeljen na pet dijelova. Nakon ovog uvodnog dijela, predstavljene su teorijski koncepti potrošnje i tečajne izloženosti. Nakon kratkog pregleda povijesno-važnih teorija potrošnje, slijedi predstavljanje Mundell-Fleming-Tobin modela koji je poveznica između dva temeljna pojma ovog rada. U posljednjem potpoglavlju 2. poglavlja prezentirana je hipoteza izvornog grijeha u zaduživanju kao jedan od glavnih uzroka tečajne izloženosti. Treće poglavlje u fokus stavlja pregled istraživanja o tečajnoj izloženosti i potrošnji. Nakon opisa korištenih podataka te metodologije istraživanja u četvrtom poglavlju, slijede rezultati panel analize. Posljednji dio obuhvaća zaključke istraživanja koji su popraćeni popisom korištene literature, popisom tablica i ostalo.

## 2.OSNOVNI KONCEPTI OSOBNE POTROŠNJE I TEČAJNE IZLOŽENOSTI

U ovom poglavlju iznesena je teorijska podloga osobne potrošnje i tečajne izloženosti u tri djela. Nakon pregleda povijesnog razvoja funkcije potrošnje, slijedi povezivanje osobne potrošnje i tečajne izloženosti u opisu Mundell-Fleming-Tobin modela u potpoglavlju 2.1. Poglavlje završava tumačenjem hipoteze izvornog grijeha.

### 2.1.Razvoj funkcije potrošnje

Osobna potrošnja, uz tečajnu izloženost, temeljni je pojam ovog rada. Prije pregleda povijesno važnih teorija potrošnje, valja predstaviti potrošnju. Osobna potrošnja uključuje potrošnju dobara i usluga kako bi se podmirile životne potrebe članova kućanstva (Jurčić & Čeh Časni, 2016). Na veličinu i strukturu potrošnje utječu mnogi faktori poput visine i raspodjele dohotka, ekonomskog sustava, strukture stanovništva, navika potrošača, trgovinska otvorenost i drugo. Također, uslijed rasta dohotka, uz promjenu veličine potrošnje, javlja se i promjena strukture iste (Jurčić & Čeh Časni, 2016). Vrijednost osobne potrošnje ima utjecaj na proizvodnju, zaposlenost, investicije i štednju, dok struktura iste dugoročno diktira ekonomski razvoj, kretanje bruto domaćeg proizvoda, strukturne promjene proizvodnje te kvalitetu života stanovnika (Bogović, 2002). Osobna potrošnja, osim što se klasificira kao najzastupljenija komponenta bruto domaćeg proizvoda, označava se uzrokom dugotrajnog oporavka i gospodarskog rasta većine Europskih postranzicijskih zemalja (Dumičić, et al., 2013). U nastavku slijedi pregled važnih teorija potrošnje počevši s Keynesovom teorijom apsolutnog dohotka.

#### 2.1.1.Teorija apsolutnog dohotka

Teorijski koncept funkcije potrošnje polazi od Keynesa (1936) koji istu definira kao linearnu funkciju:

$$C = c_0 + c_1(Y - T) \quad (1)$$

Pri tome  $C$  predstavlja osobnu potrošnju,  $Y$  dohodak,  $T$  porez,  $c_0$  autonomnu potrošnju, a  $c_1$  graničnu sklonost potrošnji. Autonomna potrošnja veže se uz bogatstvo, a najčešće označava minimalni iznos izdataka potrebnih za preživljavanje. Granična sklonost potrošnje predstavljena je koeficijentom koji poprima vrijednost između nula i jedan, a označava promjenu potrošnje uslijed povećanja raspoloživog dohotka ( $Y - T$ ) za 1 jedinicu (Tica, 2020). Pri tome, vrijednost

koeficijenta  $c_1$  opada s povećanjem raspoloživog dohotka. Nadalje, promjene u fiskalnoj politici, promjene očekivanja dohotka i promjene razine plaće neki su od čimbenika koji utječu na sklonost potrošnji (Keynes, 1936).

Velika sklonost potrošnji, usprkos mnogobrojnim pozitivnim učincima, može se negativno odraziti na bilancu i rezultirati dugom ili izazvati pojavnost siromaštva (Rahim & Bahari, 2018). Na važnost odluka potrošača u cjelokupnoj ekonomiji ukazuje i Mankiw (1997) koji graničnu sklonost potrošnji naziva odrednicom multiplikatora fiskalne politike. Jačina učinka fiskalne politike na gospodarstvo naziva se multiplikatorom fiskalne politike te proizlazi iz povratne veze dohotka i potrošnje.

Keynes (1936) također analizira odnos između dohotka i potrošnje. Naime, Keynes tvrdi da veća apsolutna razina dohotka vodi produbljivanju jaza između dohotka i potrošnje. Razlog leži u dominaciji motiva za zadovoljenje primarnih potreba pojedinca i njegove obitelji nad motivom za štednjom. Kada pojedinac i njegova obitelj postignu određenu razinu korisnosti i komfora, rast raspoloživog dohotka će rezultirati akumulacijom štednje u određenoj mjeri. Važno za naglasiti jest da, neovisno o razini štednje koja se akumulira, u slučaju porasta realnog dohotka potrošnja se neće povećati za jednaki apsolutni iznos. Izuzev, velike i neuobičajene promjene drugih čimbenika potrošnje. Keynes navedeno naziva temeljnim psihološkim pravilom svake moderne zajednice. Navedenu Keynesovu hipotezu potvrđuje Bogović (2002) na uzorku od 18 zemalja dokazujući jasnu vezu između razine gospodarske razvijenosti zemlje i udjela potrošnje u dohotku. Prijelazom na višu gospodarsku razvijenost, udio potrošnje u BDP-u opada kao i granična sklonost potrošnji.

### **2.1.2. Teorija relativnog dohotka**

Kritiku Keynesove teorije iznio je Duesenberry (1949) u okviru teorije relativnog dohotka. Tako se u knjizi „Dohodak, štednja i teorija ponašanja potrošača,, prvi put spominje teorija relativnog dohotka. Navedena teorija uvodi maksimizaciju korisnosti potrošača kroz povezivanje potrošnje pojedinca u odnosu na drugog pojedinca. Koristi se individualna funkcija potrošnje:

$$C_i/R_i = f\left(\frac{Y_{i1}}{R_{i1}}, \dots, \frac{Y_{in}}{R_{in}}, \frac{A}{R_i}, r_1, \dots, r_n\right) \quad (2)$$

Gdje je  $C_i$  potrošnja,  $R_i$  ponderirani prosjek izdataka za potrošnju drugih pojedinaca,  $Y_{i1}$  trenutni dohodak,  $Y_{in}$  očekivani dohodak u budućnosti,  $A$  trenutna imovina,  $r_1$  trenutna kamatna stopa, a  $r_n$  očekivana kamatna stopa u budućnosti.

Postavljanjem hipoteza ove teorije, Duesenberry osporava Keynesovu premisu da odluke pojedinca ne ovise o ponašanju drugog potrošača. Pojednostavljeno, dio dohotka koji pojedinac odluči potrošiti ovisi o njegovoj poziciji u raspodjeli dohotka cijele zajednice (Čipčić, 2020). Pri tome relativna razina potrošnje pojedinca u odnosu na druge nema svojstvo reverzibilnosti tijekom vremena. Ovo međupersonalno svojstvo proizlazi iz psihološke motiviranosti pojedinca da zadrži socijalni status koji je uspostavio u zajednici. Jurčić i Čeh (2016) pojašnjavaju da, s druge strane, prisutna međuvremenska ireverzibilnost je rezultat formiranih potrošačkih navika. Tako uslijed smanjenja dohotka, pojedinac nastoji zadržati određenu razinu potrošnje. Iz navedenog se zaključuje da, uslijed cikličkih smanjenja dohotka, potrošnja zapravo nije proporcionalna dohotku. Tako Duesenberry uvodi cikličke i dugoročne faktore funkcije potrošnje.

Duesenberry također tvrdi da se granični proizvod potrošnje smanjuje uslijed rasta dohotka. Navedeno je u literaturi poznato kao zagonетка potrošnje te se potvrdilo u recesijskim vremenima u Sjedinjenim Američkim Državama kada smanjenje potrošnje nije bilo toliko upečatljivo kao smanjenje dohotka (Duesenberry, 1949). Duesenberry je do navedenog zaključka došao koristeći se podacima koje je prikupio Simon Kuznets za SAD za razdoblje od 1879. do 1938.godine. Kuznets je također dokazao kontradiktornost Keynesove pretpostavke da omjer potrošnje i dohotka opada s rastom dohotka. Naime, dokazano je da rast dohotka u promatranom razdoblju nije rezultirao smanjenjem omjera potrošnje i dohotka, već je omjer ostao konstantan (Kuznets, 1942).

### 2.1.3. Teorija životnog ciklusa

Važan iskorak u makroekonomskom gledištu funkcije potrošnje napravili su Brumberg i Modigliani (1954) uvodeći bogatstvo kao odrednicu potrošnje u modelu. Bogatstvo se može

definirati kao ukupna akumulirana štednja tijekom radnog vijeka. Funkcija potrošnje u izračun obuhvaća neto bogatstvo, odnosno razliku između imovine i obveza kućanstva. Temeljna premisa modela je da potrošač želi jednoliko trošiti tijekom svog životnog vijeka neovisno o dohotku koji stječe u tom trenutku. Važno je istaknuti da dohodak fluktuirá tijekom života pojedinca. Tako svaki radno sposoban pojedinac, dok je u radnom odnosu, troši zarađen dohodak, dok, nakon umirovljenja, za potrošnju izdvaja iz neto bogatstva uštedenog za radnog vijeka (Tica, 2020).

Potrošnja ovisi o neto imovini  $W_p$ , raspoloživom dohotku  $Y_D$ , godinama radnog staža  $t_R$  i očekivanom trajanju života  $t_T$ :

$$C = \frac{W_p + Y_D t_R}{t_T} \quad (3)$$

Pojednostavljeno, potrošnja izjednačava sumu bogatstva i ukupnog očekivanog dohotka zarađenog za radnog vijeka podijeljenog s očekivanim trajanjem života (Tica, 2020; Mankiw, 1997).

Prema hipotezi životnog ciklusa potrošnja se želi jednoliko rasporediti tijekom života imajući na umu da različite životne dobi obilježavaju različite razine dohotka. Kako bi se ublažio utjecaj privremenih promjena dohotka na potrošnju, potrošači koriste štednju i zaduživanje. Zaduživanjem u ranijoj životnoj dobi povećavaju se raspoloživa sredstva, što otvara mogućnost za visoku razinu potrošnje. U srednjoj životnoj dobi otplaćuje se dug i akumulira štednja kako bi se u zreloj dobi smanjenje primanja kompenziralo stečenim neto bogatstvom (Mok, et al., 1994).

Da bi se model mogao lakše usporediti s Keynesovim pretpostavit će da je  $\frac{1}{t_T} = c_0$ , i  $\frac{t_R}{t_T} = c_1$  što uvrštavanjem u (3) rezultira funkcijom

$$C = c_0 W_p + c_1 Y_D \quad (4)$$

Ova teorija razilazi se u odnosu na Keynesovu po usvajanju neto bogatstva kao utjecajnog faktora na potrošnju. Uz to dolazi i do nepodudarnosti glede autonomne potrošnje i granične sklonosti potrošnji. Autonomna potrošnja nije konstanta, već ovisi o neto bogatstvu i očekivanom trajanju života. Zbog obilježja kratkoročne nepromjenjivosti bogatstva, Modiglianijeva funkcija se u kratkom roku poklapa s Keynesovom, dok dugi rok donosi kako promjenu bogatstva, tako i

potrošnje što rezultirati odstupanjem od Keynesovog modela. Također, granična sklonost potrošnji ovisi o omjeru godina radnog staža i očekivanom trajanju života (Tica, 2020).

#### 2.1.4. Teorija permanentnog dohotka

Friedman (1957) teorijom permanentnog dohotka tvrdi da pojedinci teže tome da potrošnja njihovog kućanstva bude konstantna, odnosno nepromijenjena uslijed kratkoročnih fluktuacija dohotka. Teorija počiva na premisi da pojedinci vežu vlastitu potrošnju uz permanentni dohodak, odnosno bogatstvo u dužem vremenskom periodu. Suprotno Keynesu, Friedman uvažava značajnost kamatne stope, ali i neizvjesnost budućeg dohotka (Jurčić & Čeh Časni, 2016).

U Friedmanovoj teoriji potrošnja je konstruirana kao funkcija:

$$C = c_1 \left( Y_D + \frac{Y_D^e}{1+r} + W_p \right) \quad (5)$$

Gdje je  $c_1$  granična sklonost potrošnji,  $Y_D$  trenutni raspoloživi dohodak,  $\frac{Y_D^e}{1+r}$  sadašnja vrijednost budućeg raspoloživog dohotka, a  $W_p$  privatno bogatstvo. Okvir teorije permanentnog dohotka temelji se na konceptu Modiglianijeve teorije životnog ciklusa (Tica, 2020).

Nit vodilja teorije jest pretpostavka da potrošači visinu potrošnje utvrđuju tako da za potrošnju izdvajaju proporcionalan dio permanentnog dohotka. Autor teorije permanentni dohodak opisuje kao dohodak koji se može potrošiti u cijelosti ni s kakvim utjecajem na količinu bogatstva. Pri tome bogatstvom se označava diskontirana vrijednost budućih dohodaka od rada i imovine uvećana za trenutni dohodak. Permanentni dohodak ovisi o radnoj sposobnosti, zanimanju i drugome te stoga varira od potrošača do potrošača (Jurčić & Čeh Časni, 2016). Također, potrošači su primorani korigirati očekivanu veličinu permanentnog dohotka imajući na umu da isti nije lišen utjecaja ekonomskog šokova ili drugih važnih gospodarskih promjena (Lovrinčević, 2000).

I ova teorija je u određenoj mjeri kontradiktorna s polaznom Keynesovom teorijom apsolutnog dohotka. Naime, prema Keynesu rast dohotka rezultira smanjenjem prosječne sklonosti potrošnji. Kod Friedmana utjecaj dohotka na prosječnu sklonost potrošnji varira s obzirom na percepciju trajnosti promjene dohotka. Pojednostavljeno, ako je porast dohotka privremen (omjer  $Y_D^e/Y_D$  opada), isti će rezultirati smanjenjem prosječne sklonosti potrošnji. Suprotno, ako je rast dohotka

percipiran kao trajan (omjer  $Y_D^e/Y_D$  ostaje nepromijenjen), prosječna sklonost potrošnji ostaje ista, a dohodak direktno povećava potrošnju. S obzirom na to da samo trajan rast dohotka povećava potrošnju, model i nosi ime teorija permanentnog dohotka (Tica, 2020).

## 2.2. Mundell-Fleming-Tobin model

Mundell-Fleming-Tobin model, poznat još kao model ravnoteže portfelja, jest model otvorene ekonomije kojim se analiziraju zemlje u razvoju koje karakterizira nesavršena mobilnost kapitala te nesavršena supstitabilnost domaćih i deviznih obveznica. Iako, polazna točka ovog modela je osnovni Mundell-Fleming model, isti se razlikuju u dvjema postavkama. Mundell-Fleming pretpostavlja da su obveznice denominirane u domaćem novcu i obveznice denominirane u stranom novcu savršenu supstituti, dok u Mundell-Fleming-Tobin modelu to nije slučaj. Navedena razlika dovodi u pitanje prekogranične financijske tokove špekulanata koji za cilj imaju ostvariti veći povrat na obveznice. Nesavršena supstitabilnost značajno utječe na spomenuti financijski tok. Druga razlika između dva modela jest u temeljima analize. Analiza u Mundell-Fleming modelu temelji se na smjeru kretanja financijskih tokova prema odnosu povrata na obveznice izdane u domaćoj valuti i povrata na obveznice izdane u stranoj valuti. Suprotno tome, okosnica Mundell-Fleming-Tobin modela je ukupan iznos obiju vrsti obveznica u portfelju domaćih i stranih investitora (Tica, 2020).

Model ravnoteže u pojednostavljenom obliku sastoji se od:

- I. Neto bogatstva domaćeg privatnog sektora ( $W_p$ )
- II. Neto bogatstva domaćeg javnog sektora ( $W_g$ )
- III. Neto bogatstva ostatka svijeta ( $W^*$ )

Pri tome Rodseth (2000) realno neto bogatstvo  $W_p$  definira kao funkciju novca  $M$ , domaćih obveznica  $B$  i stranih obveznica  $F_p$ . Strane obveznice su izražene u stranoj valuti, a kako bi se mogle uključiti u izračun neto bogatstva, nužno ju je množenjem s nominalnim tečajem  $E$  izraziti kao vrijednost u domaćoj valuti. Također, dijeljenjem s razinom cijena  $P$  dobivena je realna vrijednost neto bogatstva.

$$W_p = \frac{M + B + EF_p}{P} \quad (6)$$

Povezivanjem Modiglianijeve izvedene funkcije potrošnje (4) i funkcije realnog neto bogatstva (6) dobiva se:

$$C = c_0 \left( \frac{M + B + EF_p}{P} \right) + c_1(Y - T) \quad (7)$$

Iz čega proizlazi da promjena tečaja  $E$  ima utjecaj na potrošnju kroz promjenu vrijednosti realne neto imovine. No, kao što je već rečeno, ovaj model je pogodan za analizu zemalja koje su otvorene za trgovinu. Uz utjecaj promjene tečaja na neto imovinu pretpostavlja se i prisutnost utjecaja promjene tečaja na izvoz. To će se prikazati uvrštavanjem izraza (7) u osnovnu funkciju za otvorenu ekonomiju  $Y=C+I+G+NX$  :

$$Y = c_0 \left( \frac{M + B + EF_p}{P} \right) + c_1(Y - T) + I + G + NX \quad (8)$$

Nadalje, uvrštavanjem funkcija investicija ( $I=d_0+d_1Y-d_2r$ ) i neto izvoza ( $NX=x_0Y^*-x_1Y+x_2E$ ) funkcija dohotka u otvorenoj ekonomiji ima oblik:

$$Y = c_0 \left( \frac{M + B + EF_p}{P} \right) + c_1(Y - T) + d_0 + d_1Y - d_2r + G + x_0Y^* - x_1Y + x_2E \quad (9)$$

Zamjenom izraza za realnu kamatnu stopu ( $r=i-\pi^e$ ) i realni tečaj ( $E=EP^*/P$ ) te izlučivanjem  $Y$  s desne strane jednadžbe dobiva se izraz

$$Y = \frac{1}{1 - c_1 - d_1 + x_1} \left[ c_0 \left( \frac{M + B + EF_p}{P} \right) - c_1T + d_0 - d_2i + d_2\pi^e + G + x_0Y^* + x_2 \left( \frac{EP^*}{P} \right) \right] \quad (10)$$

Koji u kratkom roku zbog ljepljivosti cijena (izuzimanje domaće razine cijena  $P$  i strane razine cijena  $P^*$ ) poprima oblik

$$Y = \frac{1}{1 - c_1 - d_1 + x_1} [c_0(M + B + EF_p) - c_1T + d_0 - d_2i + d_2\pi^e + G + x_0Y^* + x_2E] \quad (11)$$

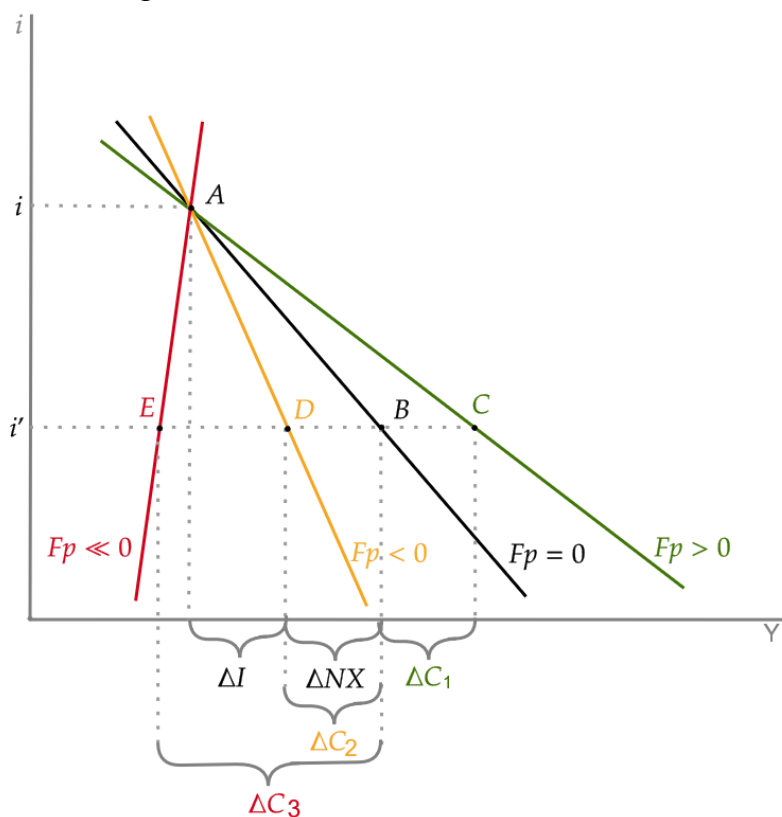
Derivacijom dohotka po nominalnoj kamatnoj stopi iz prethodnog izraza, uz definiranje nominalnog tečaja kao  $E=E_{t+1}^e/(1+i-i^*-\omega)$ , dobiva se nagib krivulje Mundell-Fleming-Tobin modela kao:



$$\frac{\partial Y}{\partial i} = \underbrace{\frac{c_0 F_p}{1 - c_1 - d_1 + x_1} \frac{\partial E}{\partial i}}_{\text{efekt bogatstva}} - \underbrace{\frac{d_2}{1 - c_1 - d_1 + x_1}}_{\text{efekt investicija}} + \underbrace{\frac{x_2}{1 - c_1 - d_1 + x_1} \frac{\partial E}{\partial i}}_{\text{efekt konkurentnosti}}, \quad \frac{\partial E}{\partial i} < 0 \quad (12)$$

Izvedeni izraz (12) nit je vodilja ovog rada. Promjena kamatne stope negativno utječe na dohodak putem tri kanala. Uz direktni efekt investicija, kamatna stopa mijenja nominalni tečaj te tako indirektno mijenja neto izvoz kroz efekt konkurentnosti. Ove promjene identične su promjenama koje su obuhvaćene Mundell-Fleming modelom. Prošireni model, model ravnoteže portfelja, u obzir uzima i efekt bogatstva na dohodak uslijed kojeg promjena tečaja mijenja vrijednost devizne imovine izražene u domaćem novcu, odnosno neto bogatstvo te iznos autonomne potrošnje. Važno za istaknuti jest da promjena potrošnje uvelike ovisi o tečajnoj izloženosti. Za jednostavnije objašnjenje navedenog koristit će se grafikon 1 u nastavku.

Grafikon 1. Mundell-Fleming-Tobin model



Izvor: izrada autorice prema (Tica, 2020)

Grafikon 1 prikazuje utjecaj smanjenja kamatne stope na dohodak kroz već spomenuta tri efekta. U prikazanom modelu smanjenje kamatne stope povećava investicije direktno  $\Delta I$ . Uz navedeno,

promjena kamatne stope dovodi do deprecijacije tečaja<sup>1</sup> što se pozitivno odražava na konkurentnost zemlje koja zbog bolje pozicije proizvoda na tržištu ostvaruje veći neto izvoz  $\Delta NX$ . Rast tečaja također povećava vrijednost devizne imovine izražene u domaćoj valuti. Zbog promjene vrijednosti neto bogatstva kućanstva bi trebala bilježiti veću potrošnju  $\Delta C$  (Tica, 2020).

Međutim, stvarnost je malo drugačija. Kućanstva mogu evidentirati devizne obveze veće od devizne imovine, odnosno mogu biti izloženi niskom  $[F_p < 0]$ , odnosno visokom tečajnom riziku  $[F_p \ll 0]$ . U tom slučaju, rast tečaja povećava iznose deviznih obveza koje kućanstva moraju podmiriti. Ovaj negativan efekt bogatstva može se kroz Modiglianijevu funkciju potrošnje (4) negativno odraziti na potrošnju kućanstva  $\Delta C_2$ , odnosno  $\Delta C_3$  i rezultirati padom nacionalnog dohotka. Ili kućanstva mogu posjedovati deviznu imovinu jednaku iznosom deviznim obvezama  $[F_p = 0]$  zbog čega ne nema efekta bogatstva te ne dolazi do promjene potrošnje. Dakako, model, izveden prema (Tica, 2020), ovu problematiku uzima u obzir i rješava na način da vrijednost devizne imovine, odnosno tečajna izloženost, određuje nagib krivulje na sljedeći način:

- I. Devizna imovina izjednačava devizne obveze zbog čega nagib krivulje  $[F_p = 0]$  je identičan kao u Mundell-Fleming modelu s obzirom na to da zbog izostanka tečajne izloženosti nema efekta bogatstva. Ova krivulja grafički je prikazana kao  $F_p = 0$  na slici 1.
- II. Devizna imovina veća je od deviznih obveza zbog čega je krivulja  $[F_p > 0]$  položenija od  $[F_p = 0]$  s obzirom da efekt bogatstva djeluje pozitivno na potrošnju. Pojašnjena krivulja  $F_p > 0$  grafički je prikazana na slici 1 pri čemu je odgovarajuća promjena potrošnje  $\Delta C_1$ .
- III. Devizna imovina manja je od deviznih obveza što rezultira strmijom krivuljom  $[F_p < 0]$  imajući u vidu da niska tečajna izloženost dovodi do negativnog utjecaja efekta bogatstva na potrošnju. Krivulja  $F_p < 0$  na slici 1 ilustrira nisku tečajnu izloženost, a opisani pad potrošnje označen je kao  $\Delta C_2$ .

---

<sup>1</sup> Nominalni tečaj je izražen kao cijena stranog novca izražena u domaćoj valuti, u literaturi poznato kao direktno notiranje.

IV. Devizne obveze značajno premašuju deviznu imovinu što izaziva rotaciju krivulje [ $F_p \ll 0$ ] te ista postaje pozitivna. Zbog visoke tečajne izloženosti, prikazane pozitivnim nagibom krivulje  $F_p \ll 0$  na slici 1, efekt bogatstva značajno smanjuje potrošnju. Pad potrošnje predočen je grafički kao  $\Delta C3$ .

Iz navedenog proizlazi da što je ekonomija izložena većem tečajnom riziku, odnosno što je zabilježena vrijednost deviznih obveza veća, to je učinak promjene tečaja na neto bogatstvo, i posljedično potrošnju, veći. Tako visoka izloženost uslijed deprecijacije tečaja dovodi do rasta iznosa obveza koje kućanstva moraju podmiriti što iziskuje prenamjenu dijela budžeta namijenjenoga za potrošnju u svrhu podmirenja obveza. Upravo navedena situacija za rezultat ima da negativan efekt bogatstva prevlada pozitivne efekt investicija i efekt konkurentnosti što se grafički prikazuje kao rotacija krivulje na slici 1. IS krivulja pozitivnog nagiba kosi se s temeljnim ekonomskim principima (Tica, et al., 2017).

Posljedica da krivulja poprimi atipičan oblik je glavni izvor motivacije za pisanje rada zbog znatiželje za potvrdom promjene nagiba na stvarnim podacima. Zbog neočekivanosti, pojavu promjene nagiba krivulje, kao i ostale situacije u kojima ekonomija ne funkcionira kako bi trebala, Blanchard (2014) naziva mračnim kutom ekonomije. Autor pojašnjava kako dobro postavljene makroekonomska politika i financijska regulativa mogu nastojati držati ekonomiju na distanci od mračnih kutova ekonomije u kojima se pokazala izražena neprikladnost modela uspostavljenih prije pojave istih. Također upućuje kako se modeli usmjereni na mjerenje sistemskog rizika trebaju upotrebljavati za signaliziranje premale distance ekonomije od mračnih kutova nositeljima politika da poduzmu potrebne korake.

No, da bi se ekonomija našla u mračnom kutu izazvanom tečajnom izloženosti i velikom zaduženosti, moraju se zadovoljiti određene pretpostavke. Poput one da kućanstva dignu kredite s valutnom klauzulom. Isto tako, mora biti zadovoljen i Marshall-Lerner uvjet prema kojem smanjenje uvoznih količina nadmašuje početno povećanje cijene uvoza što rezultira smanjenjem uvoza. U konačnici, nakon stabilizacije neto izvoz će se nalaziti na većoj razini (Tica, 2020). Nadalje, da bi neto izvoz rastao mora biti prisutan nepotpun učinak promjene tečaja na cijene (eng. *pass-through*). Navedeni efekt je uzrok relativnog pojeftinjenja domaćih proizvoda za izvoz te

rasta cijene uvoza. Odnosno, nepotpuno prelijevanje se odražava kao cjenovna razlika između domaćih i uvoznih dobara što polučuje većom konkurentnošću domaćeg gospodarstva (Tica & Nazifovski, 2012).

Nadalje, ako se zadovolje navedene pretpostavke prema modelu ravnoteže portfelja ekonomija bi teoretski trebala imati određene posljedice tečajne izloženosti. Uz prethodno analizirana tri efekta na dohodak, važno je navesti i činjenicu da prisutnost tečajne izloženosti narušava monetarnu politiku (Tica, et al., 2017). Naime, ako se provodi ekspanzivna monetarna politika s ciljem poticanja gospodarske aktivnosti, tečajna izloženost može djelovati kontraefektivno. S obzirom na to da smanjenje kamatne stope bi trebalo dovesti do veće potražnje za novcem, povećanja investiranja i rasta dohotka, izražena tečajna izloženost može zbog rasta tečaja smanjiti potrošnju putem negativnog efekta bogatstva, i značajno smanjiti dohodak. Naravno, navedeno uvjetuje da ekonomija koristi fleksibilan tečajni režim. Može se zaključiti da nekontrolirano izlaganje tečajnom riziku itekako otežava poticanje gospodarske aktivnosti nositeljima monetarne politike. Kako bi se ublažila smanjena efikasnost monetarne politike, predlaže se akumulacija deviznih rezervi što bi, uz eliminaciju devizne neusklađenosti<sup>2</sup>, rezultiralo zadržavanjem negativnog nagiba krivulje (Tica, et al., 2017). Nakon razmatranja svih posljedica zaduživanja u stranoj valuti, poput primoranosti kućanstava za otplatom većih obveza ili pada dohotka sveukupne ekonomije, nameće se pitanje zašto se kućanstva ipak odlučuju za opciju zaduživanja u stranoj valuti. Potencijalni odgovori ponudit će se u narednom potpoglavlju.

### **2.3. Hipoteza izvornog grijeha u zaduživanju**

Zaduživanje u stranoj valuti u literaturi se često povezuje s izrazom hipoteza izvornog grijeha. Eichengreen et. al (2007) definiraju izvorni grijeh kao nemogućnost ekonomije da se u inozemstvu zadužuje u vlastitoj valuti. Ova prepreka može se povezati s lošom strukturom globalnih portfelja ili pak nedovoljno razvijenih međunarodnih tržišta financijskih tokova zbog čega dužnik nema drugu opciju nego zadužiti se u stranoj valuti. Naime, ako se ekonomija zaduži u stranoj valuti, deprecijacija realnog tečaja će, smanjujući konkurentnost domaće proizvodnje, otežati

---

<sup>2</sup> Devizna neusklađenost može se definirati kao razlika imovine i obveza denominiranih u stranoj valuti (Eichengreen, et al., 2007). Vidi potpoglavlje 2.4. za detaljnije objašnjenje.

otplaćivanje duga. Eichengreen et al. (2007) naglašavaju da realni tečaj obično jača u ekspanziji, a slabi u recesiji, zbog čega će biti otežano vraćanje dugova u stranim valutama za vrijeme smanjene gospodarske aktivnosti. Navedeno će kulminirati smanjenjem poticaja za posuđivanjem zbog čega do izražaja dolazi procikličnost kapitalnih tokova. Blanchard (2014) također u svom radu upozorava na prisutnost dijaboličnih petlji. Pojavom deprecijacije raste realna vrijednost duga što rezultira otežanom otplatom istog što zauzvrat prisiljava dužnike na smanjenje potrošnje, a to naposljetku smanjuje ekonomsku aktivnost i bruto domaći dohodak. Odnosno, prouzrokuje još jednu dijaboličnu petlju. Uz to, oštre deprecijacije valute mogu izazvati financijske krize (Gourinchas & Obstfeld, 2012). Autori naglašavaju kako je važno smanjiti restrikcije nositelja politike na financijskom tržištu kako bi se postigla veća financijska dubina koja bi omogućila ekonomiji da lakše podnese ekonomske šokove.

Suprotno stanovište na uzrok zaduživanja u stranoj valuti zauzima škola o dugotrajnoj osjetljivosti na zaduženost. Ista navodi da nemogućnost zaduživanja u vlastitoj valuti nije vanjski problem, već unutarnji. Tako institucionalne manjkavosti tržišta zemalja u razvoju rezultiraju slabim i nepouzdanim politikama koje eliminiraju poticaj za posuđivanje i zaduživanje u domaćoj valuti. Institucionalne slabosti i nepouzdate politike u zemljama u razvoju smanjuju graničnu produktivnost kapitala zbog čega uslijed kapitalnog transfera ne dolazi do rasta blagostanja kako za zemlju uvoznicu kapitala, tako ni za izvoznika kapitala (Eichengreen, et al., 2007). Naime, kapitalni tok započinje motivacijom stranog investitora koji želi osigurati optimalni povrat na uloženo, što u zemljama niske produktivnosti nije omogućeno te izostaje poticaj investitora za ulaganje.

Reinhart i suradnici (2003) naglašavaju da osjetljivost na zaduženost je zapravo problem većinom prisutan u zemljama u razvoju. Autori definiraju osjetljivost na zaduženost kao nemogućnost zemalja u razvoju da upravljaju razinama vanjskog duga kojima razvijene zemlje upravljaju bez većih poteškoća. Iz navedenog proizlazi da određene institucionalne slabosti pridonose teškoćama u otplati duga. Autori koncept predočuju kao odnos između kreditnog rejtinga zemlje i razine vanjskog duga iste. Tako zemlje koje nisu otplatile dug u prošlosti ili su pak imale teškoće s obuzdavanjem inflacije, sada bilježe niži kreditni rejting. Osjetljivost na zaduženost, uz povijest otplate, u obzir uzima povijest makroekonomske stabilnosti te razinu zaduženosti. Autori dolaze

do zaključka kako je prag osjetljivosti dosta nizak, tek 15% do 20% bruto nacionalnog dohotka. Također, zemlje osjetljive na zaduženost imaju lošu fiskalnu politiku i slab financijski sustav što otežava isplatu duga, te se prisutni problemi dodatno naglašavaju. Nadalje, oslabljivanje fiskalne politike i financijskog sustava doprinosi neispunjavanju obveza zemlje u budućnosti. Iako je moguće prerasti osjetljivost na zaduženost razvijanjem financijskog tržišta, taj proces je iznimno težak i spor te je ponovna pojava osjetljivosti na dug često neizbježna ako se ne promjene institucionalne postavke zemlje u razvoju te se dug ne drži pod kontrolom (Reinhart, et al., 2003).

Važno za istaknuti je da su izvorni grijeh i osjetljivost na zaduženost uvelike povezani. Ako prisutnost originalnog grijeha sprječava zemlju da se priključi tržištima kapitala, to može smanjiti mogućnost zaduživanja u vlastitoj valuti, što povećava osjetljivost na zaduženost. Isto tako, ako izvorni grijeh dovodi do većih kamatnih stopa na strane valute, to može ublažiti motivaciju za zaduživanje u stranoj valuti, što smanjuje osjetljivost na zaduženost (Eichengreen, et al., 2007).

Posljedica izvornog grijeha jest devizna neusklađenost. Eichengreen i suradnici deviznu neusklađenost definiraju kao razliku između vrijednosti obveza i imovine denominiranih u stranoj valuti. Pri tome ističu da zemlja može, ali i ne mora imati deviznu neusklađenost, ovisno o postupcima nositelja politika (Eichengreen, et al., 2007). Zemlje u kojima je prisutan izvorni grijeh nastoje se zaštititi od potencijalno destabilizirajućih financijskih posljedica kroz akumulaciju deviznih rezervi. Autori su dokazali da zemlje koje evidentiraju visoke razine izvornog grijeha akumuliraju značajno velike devizne rezerve, ali je u tim zemljama devizna neusklađenost na niskoj razini. I drugi autori se slažu o važnosti uloge međunarodnih rezervi. Velika razina rezervi, uz smanjenje devizne neusklađenosti, može postati alat za poticanje gospodarske aktivnosti tijekom recesije uz zadržavanje fiksnog tečaja (Tica, et al., 2017). Nadalje, Ranciere i suradnici (2010) deviznu neusklađenost nazivaju pokretačem gospodarskog rasta s obzirom na činjenicu da neusklađenost pozitivno djeluje na ulaganja i razvoj. Dakako, do devizne neusklađenosti može doći i u situacijama potkapitaliziranosti banaka koje loše upravljaju rizicima te nemaju adekvatan bonitetni nadzor (Eichengreen, et al., 2007). No, u fokusu ovog rada je sektor kućanstva stoga se implikacije devizne neusklađenosti na bankarski sektor neće detaljnije razmotriti.

Još jedna posljedica izvornog grijeha jest prisutnost negativnih učinaka grijeha na razvoj koji se mogu razdvojiti na tri zasebna učinka. Prvotno, izvorni grijeh sužava prostor nositeljima politika za donošenje kontracikličnih politika. Potom, s obzirom na to da središnja banka ima mogućnost izdavanja domaće valute, banka gubi funkciju posljednjeg utočišta za dužnike koji se zaduže u stranoj valuti. Naposljetku, dugovi u stranoj valuti povećavaju troškove uslijed deprecijacije, posebice uslijed valutne krize, što rezultira velikim padom u proizvodnji (Venkatesh & Hiremath, 2021; Eichengreen, et al., 2007).

Međutim, na mogućnost zaduživanja u domaćoj valuti, uz izvorni grijeh, utječe i ljudski faktor. Mnoga istraživanja potvrđuju da kućanstvo prije zaduživanja odvagane sve koristi i troškove zaduživanja za pojedinu opciju. Nadalje, u odluci o najboljoj opciji zaduživanja pojedinci se često vode iskustvima iz prošlosti. Tako recimo prethodne česte promjene domaće valute dovode do motivacije za zaduživanjem u stabilnoj, najčešće stranoj, valuti. Tako prisutnost straha od promjene valute potiče kućanstva da se zadužuju u stranoj valuti zbog stabilnosti valute i nižih kamatnih stopa. No, ako je riječ o nesigurnom dugu u stranoj valuti koji je dužnike učinio nesolventnima, prilikom zaduživanja u budućnosti prisutan strah od deprecijacije valute značajno će utjecati na odluku o zaduživanju (Gourinchas & Obstfeld, 2012). Nadalje, ukoliko je prisutan strah od promjene tečaja dužnici u zemljama koje svoju valutu vežu za stranu valutu će uslijed deprecijacije početi kupovati tu valutu što će rezultirati daljnjom deprecijacijom. U pojedinim slučajevima doći će do financijske krize. Kako bi se kriza izbjegla preporučuje se izbjegavati zaduživanje na kratki rok, nedovoljnu razinu rezervi i neadekvatnu kontrolu kreditiranja (Brkić, 2021).

Uz spomenuto, prisutan je i strah od ponavljanja povijesti. Tako recimo Republiku Hrvatsku prati duga povijest višebrojnih mijenjanja valute, hiperinflacije i tečajnih nestabilnosti u predtranzicijskom i ranom tranzicijskom razdoblju (Hrvatska narodna banka, 2011). Stoga građani kako bi izbjegli otplaćivanje većih obveza zbog inflacije ili nestabilnosti domaće valute se odlučuju za kreditiranje, ali i štednju u euru. Visoka euroiziranost u Hrvatskoj u određenoj mjeri je doprinijela većoj izloženosti krize zbog velike razine duga u eurima. Međutim, kako bi se ublažile posljedice potencijalnih šokova, Hrvatska narodna banka je do uvođenja eura akumulirala

visoke razine međunarodnih pričuva. Nadalje, visoka razina euroiziranosti u Hrvatskoj je uvelike olakšala cijeli proces uvođenja eura.

Nakon razmotrenih uzroka i posljedica zaduživanja u stranoj valuti, valja predstaviti i određene prednosti istog. Izlaskom na strano tržište prilikom zaduživanja dužnik dolazi u doticaj sa svjetskim valutama koje predstavljaju neiscrpan i povoljniji izvor financiranja od zaduživanja u domaćoj valuti. Ukoliko se radi o maloj otvorenoj zemlji, ista često nema dovoljno velike domaće izvore financiranja za cjelokupnu potražnju. Izbor adekvatnog izvora financiranja, čak i zaduživanje u stranoj valuti, može igrati značajnu ulogu u poticanju gospodarske aktivnosti i razvoja. Potom, središnja banka kako bi očuvala otpornost na vanjske šokove, dolazi u posjed veće razine deviznih rezervi koje, osim negativnog učinka na deviznu neusklađenost, imaju i pozitivan učinak na likvidnost u bankarskom sektoru (Brkić, 2021). Posebice, ako se radi o financijskom imovini u stranoj valuti koja indirektno donosi prihode. S druge strane, strana valuta nekad nije samo povoljniji izvor financiranja, već i manji rizik za dužnika. Pojedinci ponekad biraju zadužiti se u valuti za koju smatraju da je vjerojatnost nemogućnosti otplate duga minimalna (Jeanne, 2003). Na ovaj način ukoliko je banka naplativost osigurala založnim pravom<sup>3</sup> na nekretninu ili pokretninu, pojedinac, ako ne može servisirati dug, izlaže se riziku gubitka imovine.

Iz svega navedenoga proizlazi da se kućanstva odlučuju za zaduživanje u stranoj valuti iz više razloga. Razlozi se mogu svrstati u kategoriju institucionalnih razloga i osobnih razloga. Među institucionalne razloge mogu se navesti izvorni grijeh, odnosno nemogućnost zaduživanja u vlastitoj valuti zbog nedovoljno razvijenih međunarodnih tržišta. Ili pak institucionalne manjkavosti, odnosno slabost financijskog tržišta ekonomije. S druge strane, prošla loša iskustva zaduživanja u vlastitoj valuti, koja je nestabilna, značajno utječe na odluku o zaduživanju u stabilnoj, najčešće stranoj, valuti. Svakako je važno za naglasiti da odluka o zaduživanju u stranoj valuti je puno kompleksnija nego što je pretpostavljeno u prošlom potpoglavlju. Nakon iznošenja svih posljedica zaduživanja u stranoj valuti, kako za kućanstvo, tako i za cjelokupnu ekonomiju, postavilo se pitanje zašto se kućanstva odlučuju za zaduživanje u stranoj valuti. Tamošnje gledište

---

<sup>3</sup> “Založno pravo je ograničeno stvarno pravo na pojedinačno određenoj stvari ili njezinu idealnom dijelu, koje ovlašćuje svog nositelja (založnog vjerovnika) da se naplati iz njezine vrijednosti ako mu dužnik ne bi o dospelosti ispunio obvezu, a njezin svagdašnji vlasnik (založni dužnik) dužan je to trpjeti.” (Akrap, 2015)



jest da je opcija zaduživanja u stranoj valuti loš izbor za financiranje. Nakon razmotrenih najčešćih razloga za ovakav izvor financiranja, objašnjenje koje se nudi jest da kućanstva nisu imala drugih boljih opcija. Te prema nekoj njihovoj osobnoj analizi koristi i troškova, zaduživanje u stranoj valuti jest najbolja opcija, ili možda čak jedina opcija. Posljedice izbora navedene opcije u prošlim desetljećima predstavljene su u obliku pregleda dosadašnjih istraživanja u idućem poglavlju.

### **3.PREGLED DOSADAŠNJIH ISTRAŽIVANJA**

Pregled dosadašnjih istraživanja podijeljen je u dva dijela. Prvi dio daje uvid u širok spektar konstruiranja modela u kojima se tečajna izloženost koristi kao regresorska varijabla. U drugom djelu predstavljeni su modeli funkcije potrošnje koji diferenciraju po polaznoj teoriji potrošnje, izboru zemalja u uzorak, razdoblju promatranja, korištenoj metodi procjene modela i slično. Cilj analize heterogenih modela je stjecanje slike o prikladnom izboru metode procjene.

#### **3.1.Pregled dosadašnjih istraživanja o tečajnoj izloženosti**

Većina istraživanja tečajne izloženosti temelje se na analizi učinka izloženosti na sektore ili druge aspekte ekonomije. S obzirom da se izloženost tečajnom riziku u modele uobičajeno uvrštava kao nezavisna varijabla, to rezultira mogućnošću modeliranja raznim metodama. Svestranost modeliranja tečajne izloženosti omogućuje širok raspon kompleksnijih modela koji ispituju utjecaj spomenute varijable na makroekonomske i mikroekonomske pokazatelje.

Pregled dosad napisanih radova koji su tematski povezani s tečajnom izloženosti počinje s radom autora Jorion (1990) koji razmatra tečajnu izloženost multinacionalnih poduzeća u Sjedinjenim Američkim Državama. Autor polazi od pretpostavke da promjene tečaja značajno utječu na vrijednost poduzeća. Iznoseći činjenicu da je tečaj 4 puta volatilniji u odnosu na kamatnu stopu, odnosno 10 puta u odnosu na inflaciju, autor naglašava potrebu za daljnjim istraživanjem tečaja s obzirom na velik utjecaj fluktuacija tečaja na cjelokupnu ekonomiju. Važnost ovog rada leži u konstataciji da je autor među prvima koji se posvetio rješavanju problema mjerenja determinanti tečajne izloženosti. Analiza je provedena OLS metodom. Regresira se utjecaj stope promjene tečaja na stopu promjene vrijednosti dionice poduzeća kao zavisne varijable. Regresijska jednadžba se proširuje za udio strane prodaje u ukupnoj prodaji, te stopu povrata CRSP tržišnog indeksa. U uzorak su izabrana poduzeća u SAD-u, a razdoblje promatranja je od 1971. do 1987. godine. Rezultati ukazuju da postoji pozitivna veza između udjela strane prodaje u ukupnoj prodaji i tečajne izloženosti. Autor predlaže da se izloženost na tečajni rizik obuhvati okvirom arbitražnog određivanja cijena kako bi poduzeća mogla zaštititi kapital od rizika. Velik značaj inozemne prodaje kao odrednice izloženosti proizlazi iz uloge inozemnog duga kao instrumenta zaštite od rizika te prisutnosti asimetrije informacija (Kedia & Mozumdar, 2003).

Još jedan način zaštite od tečajnog rizika, posebice prilikom investiranja, jest odabir valute za koju je asimetrija informacija između domaćih i inozemnih investitora niska (Kedia & Mozumdar, 2003). Ukoliko se rizik ne diversificira adekvatno, odnosno tečajna izloženost je izražena, investitori nakon deprecijacije gube poticaj za ulaganje. Upravo navedeno se odvijalo u Meksiku 1994.godine (Aguiar, 2005). Autor proučava upravo investiranje na razini tvrtki usred valutne krize u Meksiku 1994.godine, u literaturi poznate kao tequila kriza (Musacchio, 2012). Istraživanje se temelji na povezanosti između kretanja realnog tečaja i strukture obveza u razdoblju od 1991. do 2000.godine (Aguiar, 2005). Isto tako procjenjuje se promjena u profitu i neto vrijednosti prije i nakon krize 1994.godine. Pri regresijama koristile su se varijable koje aproksimiraju neto vrijednost, omjer izvoza i prodaje, udio kratkoročnog duga u stranoj valuti u ukupnom kratkoročnom dugu, udio dugoročnih obveza u ukupnim dugoročnim obvezama, tečajnu izloženost te omjer investicija i kapitala. Analiza ukazuje na negativan učinak devalvacije pesosa na investiranje te se navedeno pripisuje ograničenjima koja proizlaze iz loše strukturirane bilance. Naime, tvrtke izložene velikom tečajnom riziku, posebice zbog visokih kratkoročnih dugova u stranim valutama, uslijed devalvacije usporavaju investicijske tokove. Tako je stopa investiranja pala s 1% 1995.godine na -3,6% 2000.godine. Također, porast neizvjesnosti prodaje i izvoza uslijed promjene tečaja dodatno je apostrofirao prisutan trend opadanja investicija u poduzećima koja izvoze na međunarodno tržište. Autor naglašava kako loše strukturirane bilance su u literaturi prepoznate kao temelj za recesiju u zemljama u razvoju. Takve bilance su ranjive točke ekonomije koje ograničavaju prostor politikama da izbjegnu ili bar ublaže posljedice financijske ili valutne krize. U slučaju devizne neusklađenosti, bilanca će biti nedovoljno čvrsta da se fiskalnom ili monetarnom politikom zaštiti gospodarstvo neovisno o tečajnom režimu (Zettelmeyer & Jeanne, 2002).

Udžbenički primjer zaštite od rizika, u ovom slučaju tečajnog rizika, jest pomoću izvedenica. Becker i Fabbro (2006) su istražili učinak zaštite od rizika izvedenicama na tečajnu izloženost u Australiji. Rad kreće od pretpostavke autora da Australija nije imala većih problema zbog promjene tečaja i to pripisuju povećanoj uporabi izvedenica kako bi se zaštitili od tečajnog rizika. Cilj rada je ustvrditi dalekosežnost učinka uporabe izvedenica na cjelokupnu ekonomiju. U radu se naglašava kako se na inozemne obveze Australije često gleda kao na potencijalnu ranjivost gospodarstva, ponajviše uslijed deprecijacije tečaja. Navedeno proizlazi iz zaduživanja u

inozemstvu 80-ih godina. Otvaranje tržišta kapitala rezultiralo je izdavanjem 3000 kredita u švicarskim francima zbog niske kamate, pri tome dužnici nisu bili upoznati s tečajnim rizikom. Deprecijacijom tečaja došlo je do rasta tereta za otplatu. Stoga, rad istražuje može li se smanjeni tečajni rizik povezati s većom uporabom derivata. Analiza je provedena kao usporedba podataka prikupljenih s pomoću ankete provedene 2001. i 2005.godine. Od svih prikupljenih podataka, u fokusu rada su tečajna izloženost te vrste i specifikacije izvedenica. Ali i imovina, kapital, dug u domaćoj i stranoj valuti u bankama, drugim financijskim institucijama i sektoru kućanstva. Rezultati analize potvrđuju da Australija nije tečajno izloženost s obzirom da je iznos devizne imovine veći od iznosa obveza denominiranih u stranim valutama. Odnosno, značajna inozemna potražnja za imovinom u australskim dolarima jača poticaj za uporabom derivata. Nadalje, uporabom izvedenica tečajna izloženost se dodatno smanjuje te dolazi do priljeva bogatstva iz ostatka svijeta prilikom deprecijacije tečaja. Deprecijacija tečaja od 10% rezultira prijenosom bogatstva iz inozemstva u promatranu zemlju u iznosu od 3% BDP-a.

Ispitivanjem povezanosti između vrijednosti tvrtke i tečajne izloženosti bavili su se Dominguez i Tesar (2006). Procjenom izloženosti obuhvaćena su javna poduzeća u 8 zemalja u razvoju i industrijaliziranih zemalja (Ujedinjeno Kraljevstvo, Tajland, Nizozemska, Japan, Njemačka, Italija, Francuska, Čile) u razdoblju od 1980. do 1999.godine. Uz tečajnu izloženosti, koriste se i sljedeće varijable: veličina poduzeća, međunarodni status, djelatnost, inozemna prodaja, te informacije o imovini u inozemstvu i trgovini. Pri tome se veličina poduzeća aproksimira tržišnom kapitaliziranoj vrijednosti poduzeća. U regresijskoj jednadžbi se sve varijable, izuzev tečajne izloženosti, koriste kao binarne varijable. Rezultati su pokazali da je veličina poduzeća značajna za poduzeća u Čileu, Francuskoj, Italiji, Tajlandu i Ujedinjenom Kraljevstvu te srednja i velika poduzeća imaju manju razinu tečajne izloženosti. Autori navode i problem vezan uz varijablu djelatnost kojom se poduzeće bavi. Naime, predznak koeficijenta uz spomenutu varijablu nije isti za sve promatrane države. Tako poduzeća koja se bave djelatnošću „Rudarstvo, nafta i plin“ u Japanu i Ujedinjenom Kraljevstvu su više izložena od poduzeća u Nizozemskoj i Njemačkoj. Isto tako odbačena je hipoteza da poduzeća koja više trguju s inozemstvom su više izložena tečajnom riziku. U konačnici autori ističu kako razina izloženosti je specifičan fenomen za svako poduzeće. Odnosno, poduzeća koja se bave istom djelatnošću, a slične su veličine, poprimaju određena neopažena obilježja koja rezultiraju razlikama u izloženosti.

Među najcitiranijim radovima jest rad autora Lane i Shambaugh (2010a) koji za cilj imaju steći bolji uvid u financijski učinak promjene tečaja. Usporedbom tečajnog indeksa ponderiranog na temelju imovine, odnosno obveza, te konvencionalnog tečajnog indeksa ponderiranog na trgovini, autori dolaze do zaključka da se navedeni indeksi značajno razlikuju. Razlike se posebice ističu za tečajni indeks ponderiran na obvezama. Autori potom nekonvencionalne tečajne indekse spajaju u neto financijski indeks koji pridaje pozitivan ponder zemlji koja evidentira duge pozicije, a suprotno vrijedi za zemlje koje bilježe kratke pozicije. Odnosno, neto financijski indeks označava izloženost bilance stanja ekonomije na volatilitnost tečaja. Naposljetku, autori koncipiraju skupnu mjeru agregatne tečajne izloženosti koja predstavlja osjetljivost bilance na fluktuacije tečaja. Izračunom je obuhvaćeno 117 zemalja, a korišteni su podaci za razdoblje između 1990. i 2004. godine. Rezultati ukazuju da većina zemalja ima negativnu tečajnu izloženost pri čemu se radi o značajnoj razlici između deviznih obveza i devizne imovine. Navedeno može dovesti do velikih gubitaka prilikom deprecijacije. Autori istovremeno ističu kako brojne zemlje s ciljem smanjenja tečajne izloženosti povećavaju međunarodne rezerve ili odabiru način zaduživanja koji će se pozitivno odraziti na kapital. Zaključno, autori upućuju na potrebu modeliranja tečaja kao varijable s dvojnoulogom u procesu međunarodne prilagodbe.

Autori prethodnog rada su nastavili dalje istraživati tečajnu izloženost i implikacije iste na ekonomiju. Na istom setu podataka Lane i Shambaugh (2010b) rade panel analizu tečajne izloženosti i determinanti iste. Rad započinje dekompozicijom tečajne izloženosti na komponente kao otvorenost za trgovinu, volatilitnost realnog BDP-a po stanovniku, volatilitnost nominalnog tečaja, volatilitnost inflacije i kovarijanca realnog BDP-a po stanovniku i nominalnog tečaja. Potom se provodi panel analiza kako bi se ustvrdile karakteristike ekonomije koje doprinose volatilitnosti tečajne izloženosti. Istraživanje se provodi na podacima za 117 zemalja u razdoblju od 1990. i 2004. godine. Dekompozicijom tečajne izloženosti došlo se do zaključka da su najvažnije odrednice izloženosti neto imovina u stranim valutama i struktura stranih obveza. Iz panel analize se zaključuje da bogatije, često otvorenije, zemlje drže duge pozicije u stranim valutama. Odnosno, razina razvijenosti zemlje, kao i stupanj otvorenosti, objašnjavaju zašto se zemlje suočavaju s različitom razinom tečajnog rizika. Nadalje, vjerojatnost da će doći do deprecijacije povezuje se upravo sa spomenutim dugim pozicijama u stranim valutama. Na taj način se domaći output na određeni način štiti od tečajnog rizika.

Drugačiji pristup tečajnoj izloženosti zauzimaju Tica i Nazifovski (2012). Autori u radu istražuju učinak tečaja na tekući račun i potrošnju kućanstava. Odnosno, procjenjuju efekt bogatstva i efekt konkurentnosti. Autori kreću od pretpostavke da u zemlji koja je značajno izložena tečajnom riziku negativan efekt bogatstva nadilazi efekt konkurentnosti. Analiza se provela nad mjesečnim podacima za Hrvatsku u razdoblju od 2000. do 2010.godine. Model, koji uvezena i domaća dobra drži nesavršenim supstitutima, pretpostavlja da je trgovačka bilanca funkcija realnog domaćeg dohotka, stranog dohotka i realnog tečaja. Kako bi se mogao procijeniti efekt bogatstva uslijed deprecijacije korišteni su i podaci za otplatu inozemnog duga. Za procjenu modela korišten je Johansenov pristup. Iz rezultata analize proizlazi da će se omjer uvoza i izvoza povećati za 0,023% uslijed deprecijacije tečaja za 10%. No, na podacima za 2009.godinu deprecijacija za 10% će, uz efekt konkurentnosti od 1,3 mlrd. kuna, izazvati negativan efekt bogatstva od 5,6 mlrd. kuna. Odnosno, u skladu s polaznom hipotezom u zemlji koja je značajno euroizirana, efekt bogatstva premašuje efekt konkurentnosti. U konačnici dolazi do smanjenja dohotka i deficita tekućeg računa što se pripisuje padu potrošnje zbog većeg tereta otplate kredita.

Idući rad nastavlja analizu koju su započeli Lane i Shambaugh (2010a) produljujući vremensku seriju podataka. Bénétix i suradnici (2015) proučavaju međunarodnu tečajnu izloženost s naglaskom na razdoblje između 2002. i 2012.godine. Cilj rada je procijeniti učinke vrednovanja na promjene tečaja tijekom 2008. i 2009.godine te utvrditi jesu li učinci doprinijeli otklanjanju prekomjernih vanjskih neravnoteža, odnosno ublažavanju financijskih i makroekonomskih šokova. Analiza je provedena nad 117 zemalja od 1990. do 2012.godine. Autori uočavaju normalizaciju u obrascima tečajne izloženosti, s istaknutim trendom smanjenja držanja kratkih pozicija u stranim valutama. Isto tako, poboljšanje bilance, posebice u razvijenim zemljama, rezultira većim prekograničnim efektom bogatstva uslijed promjene tečaja. Veliku važnost tijekom krize imalo je i držanje pozicija u stranim valutama. Zemlje koje su tada držale kratke pozicije u dolarima ili jenima, odnosno duge u britanskoj funti su zabilježile znatne gubitke na vrijednosti imovine. Iako ograničeni, postoje dokazi da su učinci vrednovanja obrnuto proporcionalni pretkriznim pozicijama neto međunarodnih investicija. No, zbog osjetljivosti rezultata na izbor uzorka navedena konstatacija se treba uzeti u obzir sa zadržkom.

Naredni rad, iako polazi od Mundell-Fleming trileme kao niti vodilje, analizira tečajnu izloženost i zaduženost (Tica, et al., 2017). Naime, Mundell-Fleming trilema implicira da efikasnost monetarne politike ovisi o stupnju prekogranične mobilnosti kapitala i tečajnom režimu ekonomije. No, polazeći od hipoteze izvornog grijeha, koja rezultira tečajnom izloženošću, pokušava se otkriti zašto dolazi do usklađenosti s globalnim financijskim ciklusom. Odnosno, koji su razlozi smanjene efikasnosti monetarne politike kojom se pokušava izbjeći usklađenost s globalnim ciklusom. Istraživanje je provedeno na podacima neto bogatstva i neto bogatstva u inozemnim valutama, koje su prikupili Bénétrix i suradnici (2015), pri čemu su zemlje svrstane u razvijene, CEEC i zemlje u razvoju. Promatrano razdoblje je od 1990. do 2012. godine. Analiza je pokazala da su zemlje istočne i srednje Europe visoke zadužene i značajno izložene tečajnom riziku. Nadalje, kako bi se tečajno izložene ekonomije zaštitile od negativnih posljedica deprecijacije kako na sektor kućanstva, tako i na cjelokupnu ekonomiju, preostaje im jedino fiksirati tečaj. Tečajna izloženost, ali i fiksiranje tečaja kako bi se izbjegle posljedice deprecijacije, imaju negativan učinak na efikasnost monetarne politike što rezultira da ekonomija bude usklađena s globalnim ciklusom. Preporučeno je smanjenje tečajne izloženosti akumulacijom deviznih rezervi kako bi se gospodarstvo zaštitilo od vanjskih tečajnih šokova.

Među radovima novijeg datuma nalaze se i idući rad, rad autora Bénétrix, Gautam, Juvenal i Schmitz (2020) koji u središte rada stavljaju mjerenje tečajne izloženosti, važnost komponenti izloženosti i dinamiku kretanja istih. Istraživanje je provedeno na setu podataka od 50 zemalja od 1990. do 2017. godine, pri tome se koriste sekundarni podaci za razdoblje od 1990. do 2004. godine (Lane & Shambaugh, 2010a), odnosno do 2012. godine (Bénétrix, et al., 2015). Značajan doprinos autora je izračun i omogućavanje pristupa podacima u razdoblju od 2012. do 2017. godine. U radu se zemlje svrstavaju u kategorije razvijenih zemalja ili zemalja u razvoju. Analizom podataka je uočeno kako je poslije krize 2008. godine dolar dominirao nad eurom. Naime, podaci ukazuju na porast imovine denominirane u euru od početka promatranog razdoblja do krize uslijed koje dolazi do značajnog pada imovine u euru. Smanjenje doživljava i imovina denominirana u dolarima, no zbog brzog oporavka dolar je zauzeo vodeću poziciju valuta na međunarodnom tržištu. Autori ističu da ukoliko se iz uzorka isključe Sjedinjene američke države i Euro zona, nadmoć dolara još izraženija, posebice za zemlje u razvoju. Trend zauzimanja dugih pozicija, uočen u jednom od prethodno predstavljenih radova (Bénétrix, et al., 2015), se nastavio između 2012. i 2017. godine.

Pri tome razvijene zemlje bilježe dugoročne obveze, a zemlje u razvoju evidentiraju kapitalne obveze. Isto tako vidljivo je smanjenje tečajne izloženosti, odnosno smanjenje obveza u stranim valutama što se pripisuje poboljšanju međunarodnog financijskog sustava. Tako u razdoblju poslije krize zemlje u razvoju češće biraju domaću valutu kao izvor akumulacije kapitala. Dekompozicijom izloženosti autori su zaključili da otvorenost zemlje i volatilnost outputa diktiraju držanje dugih pozicija u stranim valutama, dok volatilnost tečaja i članstvo Ekonomskoj i monetarnoj uniji određuju agregatne kratke pozicije u stranim valutama.

Može se zaključiti da iako je okvir mogućnosti analize utjecaja tečajne izloženosti na određene varijable velik, u većini slučajeva je prisutan problem nedostupnosti podataka. Navedeno uvelike ograničava analizu recentnijih podataka i mogućnost daljnjeg istraživanja. Prisutnost ove, i slične problematike za analizu potrošnje razjasnit će u narednom potpoglavlju koje obuhvaća pregled dosadašnjih istraživanja o funkciji potrošnje.

### **3.2.Pregled dosadašnjih istraživanja o funkciji potrošnje**

Suprotno tečajnoj izloženosti, koja je često regresorska varijabla u istraživanjima, funkcija potrošnje se uobičajeno definira kao regresand u modelu. Potrošnja se najčešće modelira VEC modelom, te se ekonomisti također koriste i OLS metodom ili pak Johansenovim pristupom. Naredni radovi iako polaze od različitih teorijskih temelja funkcije potrošnje, naglašavaju sve češću primjenu efekta bogatstva prilikom istraživanja potrošnje.

Pregled radova slijedi vremenski tijek počevši s istraživanjem koje je proveo Hall (1988) na podacima Sjedinjenih Američkih Država od 1919. do 1983.godine. Autor tako dovodi u vezu potrošnju i realnu kamatnu stopu, a vodi se pretpostavkom da viša očekivana realna kamatna stopa smanjuje potrošnju kroz intertemporalnu supstituciju. U bivarijatnom VAR(1) modelu koristi potrošnju i realnu kamatnu stopu kao varijable. Početna hipoteza istraživanja jest da potrošači mijenjaju vlastitu potrošnju na godišnjoj razini u ovisnosti o njihovim očekivanjima realne kamatne stope. Odnosno, pretpostavlja se da će potrošnja pratiti kretanje realne kamatne stope tijekom poslovnog ciklusa. Najvažnije nalaze autor sumira u nekoliko stavki. Ponajprije Hall navodi da ako se na smanjenje potrošnje može potrošače potaknuti malim povećanjem kamatne stope, tada će promjena kamatne stope smanjiti potrošnju pri svakom povećanju drugih



komponenti agregatne potražnje. Isto tako ističe važnost mrtvog gubitka uslijed oporezivanja kamata. Autor zaključuje da u razdobljima očekivane visoke realne kamatne stope potrošnja nije bilježila toliko brzi rast. Zbog toga što su varijable nestabilne tijekom promatranog razdoblja, potrošnja se neće kretati paralelno s realnim kamatnim stopama tijekom poslovnog ciklusa. Odnosno, ne može se zaključiti da postoji pozitivna vrijednost intertemporalne elastičnosti supstitucije.

Dvije godine kasnije, Caballero (1990) objavljuje rad pod nazivom „Consumption Puzzles and Precautionary Savings“. Cilj rada je otkloniti jaz između teorijske pozadine o štednji iz predostrožnosti i empirijskih dokaza potrošnje. Autor pretpostavlja da radnici koje karakterizira nestabilan dohodak štede iz predostrožnosti kako bi osigurali veću stabilnost potrošnje. Potrošnja je modelirana u obliku ARIMA modela pri čemu su nezavisne varijable dohodak od rada, nerizičan povrat na obveznice i financijsko bogatstvo. Model pretpostavlja da je životni vijek potrošača beskonačan te potrošač donosi odluke u diskretnom vremenu. Promatrani pojedinac je u mogućnosti kupovati i prodavati nerizične obveznice, ali osim toga tržišta ne postoji niti jedno drugo. Odnosno, nema osiguranja za dohodak od rada koji se smatra nestabilnim. Također, pretpostavlja se da je averzija prema riziku konstantna. Koriste se sekundarni podaci za SAD u razdoblju od 1968. do 1977. godine. Rad dokazuje da je razlika u potrošnji dvaju kućanstava, koja diferenciraju po kamatnoj stopi, je manja kada je dohodak od rada nestacionaran te su motivi predostrožnosti prisutni. Odnosno, prisutnost motiva predostrožnosti rezultira time da heteroskedastičnost dohotka od rada ima učinak na graničnu sklonost potrošnji. Dakako, da bi se navedeno ostvarilo, šok dohotka od rada mora biti trajan da bi imao učinak na potrošnju.

Hipotezu permanentnog dohotka, kao temelj rada, postavili su Campbell i Mankiw (1990). Teorijska pozadina permanentnog dohotka prezentirana je u potpoglavlju 2.1. stoga se ista neće ponovno iznositi. Cilj ovog rada bio je generalizacijom modela pomiriti rezultate već provedenih istraživanja koja su pokušala utvrditi je li utjecaj dohotka na potrošnju u skladu s hipotezom permanentnog dohotka. Generalizacija se provodi na način da se pretpostavlja da dio kućanstava koji troše trenutni dohodak troše  $\lambda Y_t$ , dok ostala kućanstva troše permanentni dohodak  $(1 - \lambda)Y_t$ . U radu se ispituje interakcija s ponudom rada, kamatnom stopom, trajnim dobrima i državnom potrošnjom, odnosno jesu li alternativno postavljene preferencije uzrok jačine učinka dohotka na

potrošnju. Sustav simultanih jednadžbi s pomakom  $k=2$  obuhvaća promjenu potrošnje i promjenu dohotka, te se metodom instrumentalnih varijabli rješava problem dvosmjernе uzročnosti koji se ne bio mogao prevazići OLS metodom. Istraživanje je provedeno na kvartalnim podacima za SAD od 1948. do 1985.godine. Rezultati ukazuju na djelomično odbacivanje hipoteze permanentnog dohotka pri uporabi pomaka 2-6 promjene potrošnje ili nominalne kamatne stope kao instrumenta. Također, dokazano je da, prema hipotezi permanentnog dohotka, promjene potrošnje su predvidive. Pri tome se predvidljivost može objasniti na način da dio dohotka  $\lambda$  primaju pojedinci koji troše trenutni, a ne permanentni dohodak.

Idući rad je također teorijski potkrijepljen u potpoglavlju, 2.1., a riječ je o radu autora Mok, Wang i Hana (1994) koji istražuju usklađenost obrazaca potrošnje u starijoj životnoj dobi s teorijom životnog ciklusa. Koristeći se intervjuima o potrošnji provedenima 1990. i 1991. godine u SAD-u autori su procijenili regresijski model u obliku log-lin. Zavisna varijabla je potrošnja, dok su nezavisne varijable neto dohodak, drugi dohodak, dob (koja se aproksimira stopom smrtnosti), broj članova obitelji koji su zaposleni, neto financijska imovina, neto kapital kućanstva te binarne varijable za rasu i stupanj obrazovanja. Rezultati pokazuju da varijabla koja aproksimira stopu smrtnosti negativno utječe na potrošnju, kao i činjenica da potrošač nije pripadnik bijele rase. Autori zaključuju da su obrasci potrošnje usklađeni s teorijom životnog ciklusa. Rezultati sugeriraju da potrošnja kućanstava u starijoj životnoj dobi opada s prosječnom stopom smrtnosti.

Naredni rad modelira osobnu potrošnju u Hrvatskoj u razdoblju od 1970. do 2002.godine (Lovrinčević, et al., 2003). Autori koriste metodu korigiranih grešaka kako bi analizirali ponašanje sektora kućanstva. Kao nezavisne varijable, uz konstantu koja aproksimira autonomnu potrošnju, koriste tekući dohodak te kointegracijsku komponentu dohotka i potrošnje. Vrijednost imovine kućanstava, stopa nezaposlenosti, realna kamatna stopa i ostale eksplicitno navedene varijable se agregiraju u zasebnu varijablu. Kointegracijom se uvodi povratna informacija u model. Rezultati pokazuju da standardna devijacija osobne potrošnje čini 91,8% standardne devijacije dohotka. Navedeno je proturječno s provedenim istraživanjima u zapadnim ekonomijama gdje taj udio ne prelazi 50%, a najčešće se radi o 1/3. Iz toga proizlazi da je u Hrvatskoj prisutna i velika volatilitet štednje. Autori preporučuju povećanje stope štednje kako bi se poboljšala bilanca plaćanja koja je tada bila u deficitu.

Nešto tradicionalniji pristup zauzimaju Dumičić, Časni i Palić (2011) povratkom na model višestruke regresije određujući kratkoročne determinante osobne potrošnje. U modelu regresand je potrošnja kućanstva, dok su kao regresorske varijable korištene plaća, kamatna stopa na stambene kredite, cijena nekretnina krediti stanovništvu te stambeni krediti. Analiza je provedena na kvartalnim podacima za Hrvatsku u razdoblju od 2002. do 2010. godine pomoću OLS metode. Iako se potrošnja u većini istraživanja koncipira kao model korekcije pogrešaka, zbog nedostupnosti pogodne duljine vremenskih serija podataka, model se procijenio OLS metodom. Rezultati ukazuju da plaća i kamate na stambeni kredit su najznačajnije odrednice potrošnje. Autorice ističu da krediti kućanstvima te cijene nekretnina također imaju značajnu ulogu u oblikovanju potrošnje u Hrvatskoj. Uz to, unatoč tome što je modelom vrlo dobro obuhvaćena volatilitnost potrošnje, autorice predlažu da se u budućnosti koristi drugačiji pristup za modeliranje osobne potrošnje poput VAR modela.

Dvije godine kasnije autorice prethodnog rada, Dumičić, Časni i Palić, na istim podacima ponavljaju analizu koristeći se modelom korekcije pogrešaka (Dumičić, et al., 2013). Korištenjem istih podataka, ali drugačije metode analize autorice su dobile drukčije rezultate. Iz analize proizlazi da plaća, cijena nekretnine i iznos ukupnog kredita kućanstva značajno utječu na potrošnju. Uz to, i pomaci varijable cijene nekretnina su se pokazale značajnima. Autorice značajnost varijable cijena nekretnine pripisuju očekivanjima, neadekvatnoj zaštiti vlasničkih prava, nedovoljno razvijenim financijskim instrumentima te visokim transakcijskim troškovima.

Još jedan primjer VEC modela jest rad autorica Šonje, Časni i Vizek (2012) koje analiziraju odnos između potrošnje i stambenog bogatstva u Bugarskoj, Hrvatskoj, Češkoj i Estoniji. Pomoću modela korekcije greške procjenjuje se učinak trajne promjene stambenog bogatstva na potrošnju u kratkom i dugom roku. Koriste se kvartalni podaci o dohotku, stambenom bogatstvu i potrošnji od 1997. do 2010. godine. Analizom se dokazala prisutnost učinka bogatstva. Pri čemu je u Češkoj učinak prisutan samo u linearnom obliku, dok je u Hrvatskoj, Bugarskoj i Estoniji učinak prisutan u nelinearnom obliku i to samo pod uvjetom da je potrošnja niža od praga dugoročne ravnoteže. Odnosno, zbog pragova se proces prilagodbe odstupanja potrošnje od dugoročne ravnoteže odvija samo djelomično, a ne u cijelosti. U kratkom roku učinak bogatstva jest prisutan u Hrvatskoj, Češkoj i Estoniji, dok nije prisutan u Bugarskoj.

Prošli rad proširuje Časni (2014) samostalno uključivanjem Litve i Slovenije u analizu. Koriste se nebalansirani panel podaci koji aproksimiraju dohodak, stambeno bogatstvo i potrošnju. Testovi kointegracije pokazuju da postoji dugoročna ravnoteža za potrošnju, stambeno bogatstvo i dohodak. Pri tome prekide dugoročne ravnoteže izglađuje potrošnja i to vrlo brzo s obzirom da na brzinu korekcije utječe postojanost očekivanja i navika, ograničenje likvidnosti i trošak prilagodbe. U svim analiziranim zemljama je efekt bogatstva značajan pri čemu je učinak manje izražen u kratkom u odnosu na dugi rok.

Uz stambeno bogatstvo, ekonomisti sve češće primjenjuju i financijsko bogatstvo kao jednu od odrednica potrošnje. Utjecaj promjena realnog i financijskog bogatstva na potrošnju Ciarlone (2012) procjenjuje na uzorku od 16 zemalja u Aziji i srednjoj i istočnoj Europi. Pomoću dinamičkog panel modela analiziraju se tromjesečni podaci koji aproksimiraju dohodak, potrošnju, financijsko i realno (stambeno) bogatstvo od 1995. do 2011.godine. S obzirom da su varijable nestacionarne i kointegrirane, koristi se OLS metoda imajući u vidu da su OLS procjenitelji konzistentni u slučaju kointegriranih varijabli. Rezultati pokazuju da realno i financijsko bogatstvo ima pozitivan učinak na potrošnju u dugom roku. Pri tome je dugoročni učinak povećanja cijena kuća veći u zemljama srednje i istočne Europe nego u azijskim. Odnosno, učinak stambenog bogatstva je veći u zemljama u razvoju, nego u razvijenim zemljama. Obrnuto vrijedi za učinak financijskog bogatstva. Kako bi se smanjio učinak bogatstva oba tržišta, autor sugerira povećanje kamatnih stopa na kredite ili povećanje poreza na nepokretnu imovinu. Politika monetarne politike bi uz pad dohotka, polučila i druge neželjene efekte poput rasta stope nezaposlenosti ili priljev kapitala od strane stranih špekulanata. S druge strane, fiskalnom politikom bi se zauzdala volatilnost cijena na tržištu nekretnina, ali dostupni empirijski dokazi navedenog nisu na željenoj razini vjerodostojnosti.

Modiglianijeva funkcija potrošnje, često polazni okvir istraživanja potrošnje, jest podloga modela kojim Tica i Rosan (2014) ispituje prisutnost efekta bogatstva i efekta dohotka. Podaci koji aproksimiraju dohodak, neto plaće, CROBEX, neto financijsko bogatstvo, hedonički indeks cijena nekretnina i neto štednju u Hrvatskoj u razdoblju od 1997. do 2013.godine analiziraju se Johansenovim pristupom. Autori zaključuju da su efekt dohotka i efekt bogatstva prisutni u Hrvatskoj, pri čemu je efekt dohotka naglašeniji. Odnosno, varijable dohodak i plaće, koje

objedinjuju efekt dohotka, su se pokazale kao važne odrednice potrošnje u promatranom razdoblju. Isto tako, preporučuje se daljnje istraživanje zastupljenosti efekta bogatstva u Hrvatskoj s obzirom na činjenicu da ako se na bogatstvo gleda iz perspektive budućeg dohotka, na taj način se efekt bogatstva može upravljati potrošnjom s vremenskim odmakom. Navedeno će polučiti željenim rezultatom uz adekvatno formiranje očekivanja.

Uz utvrđivanje različitih teorijskih funkcija poput hipoteze permanentnog dohotka, ili teorije životnog ciklusa, ekonomisti često raščlanjuju potrošnju na komponente. Tako jedan od recentnijih radova, rad Čeh Časni i suradnica (2020), istražuje osnovne odrednice potrošnje stanovnika starijih od 50 godina u Hrvatskoj. Model višestruke regresije procjenjuje potrošnju uključujući sociodemografske karakteristike stanovništva, uz dohodak i bogatstvo. Početna jednadžba je procijenjena metodom najmanjih kvadrata, a kao nezavisne varijable korištene su aproksimacije godina obrazovanja, ukupni dohodak kućanstva, ukupno bogatstvo, ukupno financijsko bogatstvo i veličina kućanstva. Također, ispitalo se hoće li potrošnja biti osjetljivija na promjene dohotka i bogatstva za određene skupine stanovništva s obzirom na njihov bračni status, socijalni status i spol. Odnosno, istraživanjem se htjelo utvrditi prisutnost teorije životnog ciklusa u Hrvatskoj. Dokazano je da je potrošnja značajna i da nezavisne varijable pozitivno utječu na potrošnju. Analiza također sugerira da umirovljeno stanovništvo ima veću graničnu sklonost potrošnji naspram zaposlenih osoba, to jest dokazana je usklađenost s teorijom životnog ciklusa. Autorice navedeno pripisuju smanjenju dohotka pojašnjavajući da jednaka razina potrošnje umirovljenika i zaposlene osobe, a drugačijih dohodaka rezultira većom graničnom vrijednošću.

I naposljetku, slijedi pregled rada koji istražuje utjecaj revalorizacije duga u stranoj valuti na potrošnju uslijed deprecijacije (Gyöngyösi, et al., 2022). Autori pretpostavljaju kako će dužnici u stranoj valuti smanjiti potrošnju 1 za 1, uz otplatu duga. Dužnici ne samo da smanjuju kvantitetu, već dolazi i do „bijega od kvalitete“, odnosno pojedinci pogođeni deprecijacijom skuplja dobra zamjenjuju povoljnijim opcijama koja su često i niže kvalitete. Autori navode kako je čak 2/3 duga denominiran u francima, što deprecijacijom forinte u odnosu na franak povećava teret dužnika i pretpostavljeni pad potrošnje. Istraživanje je provedeno na podacima između 2005. i 2012. godine prikupljenih u Mađarskoj na temelju kojih se uspoređuje volatilnost potrošnje dužnika u stranoj valuti naspram dužnika u domaćoj valuti uslijed deprecijacije valute. Uz potrošnju, kao zavisnu

varijablu, koriste se binarne varijable dug u stranoj valuti, odsutnost duga. Također, uz konstantni član, autori procjenjuju i godišnji fiksni učinak, ali i uključuju šok deprecijacije 2008.godine kao interakcijski član. U zasebnoj varijabli obuhvaćene su kontrolne varijable poput dobi, spola, obrazovanja, broj članova kućanstva. Istraživanje je provedeno u obliku modela višestruke regresije te potom modela s distribuiranim pomacima, pri čemu se radi o logaritamskim vrijednostima zavisne i nezavisnih varijabli. Rezultati ukazuju da dužnici u stranoj valuti, u usporedbi s dužnicima u domaćoj valuti, značajno i trajno smanjuju potrošnju, čak 1 za 1, nakon deprecijacije. Uz to, povećanje tereta duga rezultira smanjenjem likvidnosti kućanstva. Isto tako, dužnici u stranoj valuti češće prijavljuju poteškoće s otplatom kredita ili pak pokrivanjem životnih troškova. Uz „bijeg od kvalitete“, pojedini dužnici se okreću domaćoj proizvodnji hrane kao novom izvoru preživljavanja. Autori su uočili da je manji udio kućanstava na smanjenje raspoloživog dohotka odgovorio zapošljavanjem u inozemstvu.

Pregledom radova o potrošnji može se konstatirati da se uobičajeno uz potrošnju, kao regresand, koriste regresorske varijable poput dohotka, odnosno neto plaće, stambenog bogatstva te kredita. Rjeđe se koriste varijable koje aproksimiraju kamatnu stopu ili binarne varijable koje označavaju karakteristike kućanstva poput veličine kućanstva ili dobi. Nadalje, samo u posljednjem radu je korištena aproksimacija tečajne izloženosti. Isto tako, može se uočiti da uporaba različite metode procjene regresijske jednadžbe polučuje drugačijim rezultatima. U sljedećem poglavlju predstavljena je metodologija procjene utjecaja tečajne izloženosti na potrošnju koja je odabrana kao najprikladnija za ovu vrstu panel analize.

## **4.METODOLOGIJA PROCJENE UTJECAJA TEČAJNE IZLOŽENOSTI NA POTROŠNJU**

Metodologija procjene utjecaja tečajne izloženosti na potrošnju podijeljena je na opis podataka, odnosno korištenih varijabli, te detaljniji pregled metodologije koja je upotrijebljena za analizu panel podataka.

### **4.1.Korišteni podaci**

U istraživanju u sklopu rada korišteni su podaci za 24 zemlje u razdoblju od 1990. do 2017.godine. Analizom je, uz zavisnu varijablu, obuhvaćeno sedam nezavisnih varijabli. Zavisna varijabla osobna je potrošnja, dok su nezavisne varijable neto plaće, udio imovine u domaćoj valuti u BDP-u, udio imovine u stranoj valuti u BDP-u, udio obaveza u domaćoj valuti u BDP-u, udio obaveza u stranoj valuti u BDP-u, realna kamatna stopa i realni indeks cijena nekretnina. Korištena su dva izvora podataka. Udjeli obaveza u BDP-u, odnosno udjeli imovine u BDP-u su preuzeti iz tablice<sup>4</sup> za koju su podatke prikupili Bénétrix, Gautam, Juvenal i Schmitz u sklopu rada izdanog 2020.godine. Izvor preostalih podataka je World Bank Data baza podataka<sup>5</sup>. U nastavku slijedi opis već spomenutih korištenih varijabli.

Osobna potrošnja predstavljena je sumom svih izdataka za finalnu potrošnju kućanstava. Kako bi se otklonio utjecaj inflacije koristi se varijabla izražena kao potrošnja u konstantnim jedinicama lokalne valute.

Neto plaće aproksimiraju raspoloživi dohodak koji je izračunan kao razlika bruto plaća i iznosa poreza na dohodak. Porastom neto plaće posljedično raste i potrošnja. Dakako, i pad potrošnje tijekom recesije posljedica je smanjenja dohotka. Usporedivost među zemljama osigurana je korištenjem podataka izraženih u konstantnim jedinicama lokalne valute.

Udio imovine u domaćoj valuti u BDP-u predstavlja domaću financijsku imovinu. U istraživanjima se češće koristi mjera neto financijske imovine, no razdiobom imovine i obaveza na domaću i stranu valutu želi se procijeniti zasebni utjecaj strane valute na potrošnju. Isto tako, uvrštavanjem

---

<sup>4</sup> Tablica je dostupna na web stranici : <https://agustinbenetrix.org/data/>.

<sup>5</sup> Dostupna na web stranici: <https://databank.worldbank.org>

udjela u model, a ne nominalnih iznosa pokušava se otkloniti utjecaj inflacije. Ovaj udio, kao i svi naredni udjeli, izraženi su kao postotci (%).

Udio imovine u stranoj valuti u BDP-u predstavlja stranu financijsku imovinu. Prema Mundell-Fleming-Tobin modelu, ako ne postoji dug u stranoj valuti, uslijed deprecijacije bi se trebao javiti pozitivan efekt bogatstva i povećati potrošnju.

Udio obaveza u domaćoj valuti u BDP-u označava domaće kredite. S obzirom da je u određenim zemljama zaduživanje u domaćoj valuti jednako ili više zastupljeno od zaduživanja u stranoj valuti, integriranje ove varijable čini se opravdano.

Udio obaveza u stranoj valuti u BDP-u aproksimacija je tečajne izloženosti. Pretpostavlja se da porastom ove varijable dolazi do smanjenja potrošnje. Imajući u vidu određene pretpostavke Mundell-Fleming-Tobin modela u vezi tečajnog režima koji zemlja mora usvojiti da bi se javio negativan efekt bogatstva izazvan tečajnom izloženošću, ova varijabla će se koristiti kao numerički dio interakcijskog člana. Način je detaljnije opisan u idućem potpoglavlju.

Realna kamatna stopa označava realni trošak zaduživanja, a izražena je u obliku postotka (%). Niske kamatne stope pozitivno utječu na potražnju za kreditiranjem što se u konačnici loše odražava na potrošnju. Ova varijabla se samostalno uključuje u model, a ne kao dio interakcijskog člana s udjelom obaveza u domaćoj valuti u BDP-u zbog moguće prisutnosti multikolinearnosti.

Realni indeks cijena nekretnina omogućuje lakše analiziranje kretanja cijena na tržištu nekretnina. U izračunu se nominalni indeks cijene nekretnina dijele deflatorom za svaku promatranu zemlju pojedinačno. U izračunu nominalnog indeksa koriste se 2015.godina kao bazna godina. Uvrštavanjem ove varijable pokušava se djelomično dohvatiti i efekt stambenog bogatstva koji je sve češće prisutan u istraživanjima potrošnje.

Na kraju pregleda varijabli slijedi tablica koja, uz oznake koje su korištene u modeliranju, sadrži i pretpostavljene učinke pojedine nezavisne varijable na zavisnu varijablu. Tako neto plaće, i udjeli imovine u domaćoj, odnosno stranoj valuti, u BDP-u povećavaju potrošnju. Udjeli obaveza



smanjuju raspoloživ dohodak te u konačnici opada i potrošnja. Isto tako, niske realne kamatne stope snižavaju trošak zaduživanja što povećava obavezu koja ponovno smanjuje potrošnju.

Tablica 1. Prikaz odabranih nezavisnih varijabli u modelu

Opis varijable	Oznaka	Pretpostavljeni učinak varijable na potrošnju
Neto plaće	neto_place	pozitivan (+)
Udio imovine u domaćoj valuti u BDP-u	I_dv.BDP	pozitivan (+)
Udio imovine u stranoj valuti u BDP-u	I_sv.BDP	pozitivan (+)
Udio obaveza u domaćoj valuti u BDP-u	O_dv.BDP	negativan (-)
Udio obaveza u stranoj valuti u BDP-u	O_sv.BDP	negativan (-)
Realna kamatna stopa	r	negativan (-)
Indeks cijena nekretnina	hpi	negativan (-)

*Izvor: izrada autorice*

#### 4.2. Metodologija istraživanja

Istraživanje je provedeno u obliku panel analize zbog mogućnosti primjene nad podacima dužih vremenskih nizova na razini zemalja koje se razlikuju. Odnosno, panel analiza omogućava procjenu modela koji istovremeno integrira prostornu i vremensku komponentu. Velika prednost panel analize jest upravo uklanjanje pristranosti procjenitelja zbog heterogenosti zemalja koje se promatraju. Isto tako, s obzirom da su panel podaci varijabilniji, efikasniji i „umanjuju“ problem kolinearnosti, procjene parametara su pouzdanije (Jakšić, et al., 2020).

Analiza provedena u sklopu ovog rada polazi od tri modela. Prvo je konstruiran združeni model, a potom panel modeli s fiksnim, odnosno slučajnim učincima. U nastavku će se kratko predstaviti svaki od modela.

Model združene regresije najrestriktivniji jest model iz razloga što podrazumijeva konstantne parametre. Ovaj model pretpostavlja da su jedinice koje se promatraju kroz vrijeme dio iste populacije. Ako je model adekvatne specifikacije te regresori nisu korelirani s greškom relacije, korištenjem metode najmanjih kvadrata model dobiva konzistentnu procjenu. Nadalje, ako ne dolazi do narušavanja pretpostavki modela, procjenitelj združenog linearnog modela jest najbolji linearni nepristrani procjenitelj (Jakšić, et al., 2020).

Model s fiksnim efektima za razliku od združenog modela uzima u obzir heterogenost među promatranim jedinicama. Ovaj model omogućava prisutnost individualnih obilježja među jedinicama te dozvoljava utjecaj obilježja jedinica na zavisnu varijablu. Odnosno, greške relacije su fiksne za pojedinu jedinicu što se može povezati sa samim nazivom modela (Jakšić, et al., 2020).

Posljednji korišteni jest model sa slučajnim efektima koji je također poznat i kao model komponenti varijance. Ovaj model, s obzirom da dopušta mijenjanje obilježja jedinice tijekom vremena, najmanje je restriktivan model. Slučajni efekti, osim što su nasumični i promjenjivi tijekom vremena, su također nekorelirani s nezavisnim varijablama. Ovaj model karakterističan je za panel podatke relativno kratkog razdoblja promatranja velikog broja jedinica (Jakšić, et al., 2020).

Važno za istaknuti jest da su modeli konstruirani sa određenim odstupanjem od standardnih specifikacija. Naime, svaki model proširen je za tri interakcijska člana, uz varijable opisane u prethodnom potpoglavlju. S obzirom da je cilj rada analizirati utjecaj tečajne izloženosti na potrošnju, pomoću interakcijskih članova želi se ustvrditi mijenja li se učinak s obzirom na obilježja zemlje. Tako je svakoj analiziranoj zemlji dodijeljena kategorija ovisno o razvijenosti te izboru tečajnog režima. Pri tome se za stupanj razvijenosti zemlje koristila mjera bruto domaćeg proizvoda po glavi stanovnika. Tako su zemlje sukladno svojim obilježjima smještene u jednu od sljedećih kategorija: RAZV\_fix, RAZV\_flex, NERAZV\_fix, NERAZV\_flex<sup>6</sup>. Potom su definirane tri binarne varijable s obzirom na moguća četiri modaliteta kategorija zemalja.

---

<sup>6</sup> RAZV označava razvijene ekonomije, a NERAZV nerazvijene ekonomije. Fix predstavlja izbor fiksnog tečajnog režima, a flex fleksibilnog. Tako RAZV\_fix kategorija obuhvaća razvijene ekonomije koje koriste fiksni tečajni režim.

Množenjem binarne varijable pojedinačno s varijablom<sup>7</sup> koja aproksimira tečajnu izloženosti dobivaju se tri interakcijska člana. Na ovaj način pokušava se doći do određenih razlika u jačini učinka tečajne izloženosti na potrošnju. Podjela zemalja po kategorijama prikazana je u prilogu 1.

Prethodno predstavljene modeli procijenjeni su u R programu. Izbor ovog programa proizlazi iz činjenice da isti, osim što ima velik obuhvat funkcija za ekonometrijsko modeliranje i statističku analizu, omogućava jednostavnu analizu panel podataka. Panel podacima obuhvaćeno je 24 zemlje u razdoblju od 1990. do 2017. godine. Zbog nedostupnosti podataka, modeli su nebalansirani. Odnosno, modeli su procijenjeni bez potpunih podataka.

Nakon procjene modela, isti su podvrgnuti izboru najprikladnijeg modela pomoću F-testa, Breusch-Paganovog i Hausmanovog testa. Testovi uspoređuju pouzdanost i valjanost modela s ciljem pronalaska modela koji najbolje objašnjava panel podatke. Najprikladniji model podvrgnut je potom dijagnostičkim testovima.

---

<sup>7</sup> Udio obaveza u stranoj valuti u BDP-u aproksimira tečajnu izloženost.

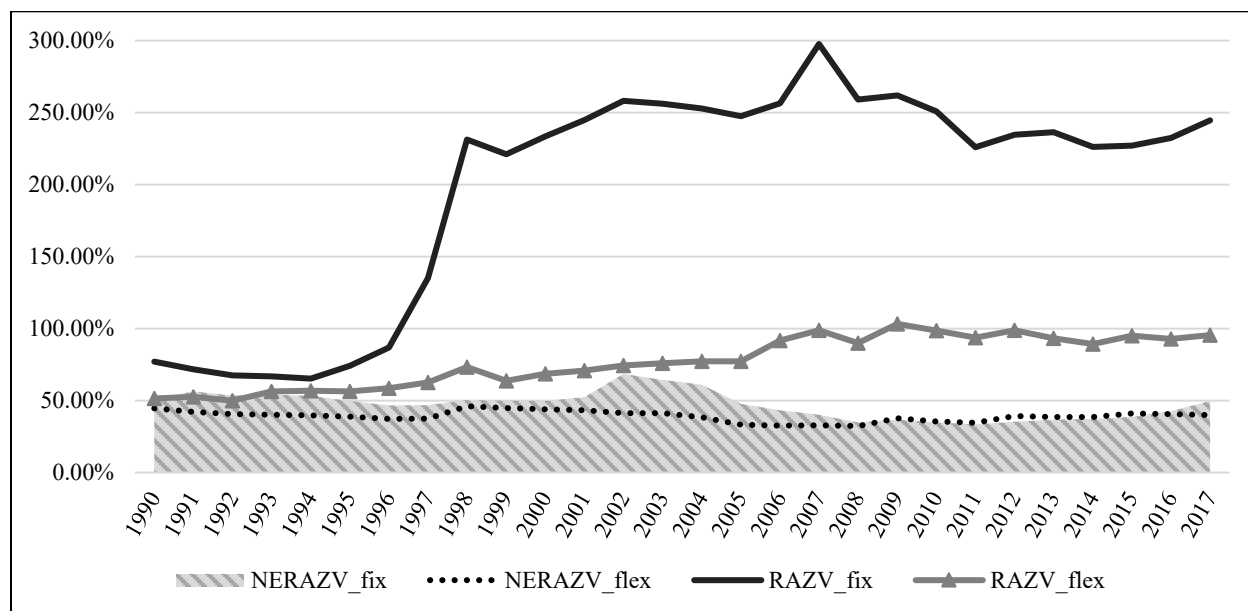
## 5. ANALIZA UTJECAJA TEČAJNE IZLOŽENOSTI NA POTROŠNJU U ODABRANIM ZEMLJAMA

U ovom poglavlju predstavljeni su rezultati panel analize za odabrane zemlje. Nakon predstavljanja deskriptivne statistike u potpoglavlju 5.1. slijede rezultati panel modela i testovi u potpoglavlju 5.2.

### 5.1. Deskriptivna statistika

Prije analize deskriptivne statistike varijabli, grafikonom 1 prikazano je kretanje prosječne vrijednosti udjela obaveza u stranoj valuti u BDP-u, koji aproksimira tečajnu izloženost, po kategorijama koje su dodijeljene promatranim zemljama.

Grafikon 2. Kretanje prosječne vrijednosti udjela obaveza u stranoj valuti u BDP-u po kategorijama zemalja, 1990.-2017. (%)



Izvor: izrada autorice

Usporedbom tečajne izloženosti za sve četiri kategorije može se zamijetiti da nerazvijene ekonomije s fleksibilnim režimom bilježe razinu udjela ispod 50% BDP-a tijekom cijelog razdoblja što ovu kategoriju stavlja na 4. mjesto po visini udjela. Prati ju nerazvijene zemlje s fiksnim tečajem koje se kreću između 35% i 75% BDP-a. Nešto volatilnije kretanje evidentirano je za kategoriju RAZV\_flex koja bilježi pozitivan trend za spomenutu varijablu. Po visini udjela u

BDP-u prednjači RAZV\_fix kategorija koja doživljava nagli rast 1997. godine. U ostatku razdoblja promatranja ista kategorija bilježi značajne fluktuacije udjela obaveza u stranoj valuti u BDP-u.

U nastavku slijedi deskriptivna analiza podataka za zavisnu, te potom i nezavisne varijable. Mjere centralne tendencije te mjere raspršenosti za zavisnu varijablu sistematično su prikazane u tablici 2 u nastavku.

Tablica 2. Deskriptivna statistika zavisne varijable

	potrošnja
Min	92.8
1st Qu	489.0
Median	1369.5
Mean	26304.9
3rd Qu	3699.4
Max	696973.0

*Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 2.)*

Prema tablici 2 najmanja zabilježena razina potrošnje je 92.8 milijarda jedinica lokalne valute. Prvi kvartil označava da 25% podataka je bilježilo razinu potrošnje od 489.0 milijardi jedinica lokalne valute ili manju. Prvim kvartilom se označava granica između najmanjih razina potrošnje od ostalih razina. S obzirom da medijan dijeli podatke na dvije cjeline, razina potrošnje od 1369.5 milijarda jedinica lokalne valute je upravo granica između spomenutih cjelina. Odnosno, prvih 50% podataka je manje od navedene razine, a drugih 50% podataka je veće. Nadalje, aritmetička sredina potrošnje jest razina iste od 26304.9 milijarda jedinica lokalne valute. Treći kvartil je zabilježen za vrijednost potrošnje od 3699.4 milijarda jedinica lokalne valute, a označava da 75% podataka u uzorku je jednako ili manje od te razine. Najveća evidentirana razina potrošnje iznosi 696973.0 mlrd. jedinica lokalne valute. Zanimljivo za istaknuti je da je najveća razina potrošnje više nego 7000 puta veća od najmanje vrijednosti potrošnje.

Naredna tablica sažima mjere raspršenosti i mjere središnje tendencije za nezavisne varijable. Prvo će se navedene mjere analizirati za varijablu neto plaće. Minimalna vrijednost neto plaća

postignuta je pri razini od 118.2 mlrd., a maksimalna pri 772663.7 mlrd. jedinica lokalne valute. Prvi kvartil postignut je za vrijednost neto plaća od 641.2 mlrd., a treći kvartil je zabilježen na razini 5055.4 mlrd. jedinica lokalne valute. Prosječna razina neto plaća uzorka je 34674.6 mlrd. jedinica lokalne valute.

Tablica 3. Deskriptivna statistika nezavisnih varijabli

	neto_place	I_dv.BDP	I_sv.BDP	O_dv.BDP	O_sv.BDP	r	hpi
Min	118.2	0.0	4.7	0.1	7.8	-12.9	31.7
1st Qu	641.2	0.2	36.7	31.6	31.4	2.1	66.1
Median	1587.6	3.1	55.6	55.4	46.2	3.7	94.4
Mean	34674.6	33.8	109.6	94.5	62.5	4.9	89.2
3rd Qu	5055.4	18.0	123.1	82.9	81.4	6.3	104.8
Max	772663.7	526.6	683.9	947.6	256.3	41.7	173.3

*Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 3.)*

Raspon udjela imovine u domaćoj valuti u BDP-u kreće se između 0% i 526.6%. Važno za naglasiti jest kako prosječan udio iznosi 33.8%, odnosno treći kvartil tek 18% iz čega proizlazi zaključak kako 75% podataka o udjelu su jednaki ili manji od 18%. Nadalje, nameće se zaključak kako je imovina u domaćoj valuti manje zastupljena u BDP-u za svaku pojedinu zemlju. Isto tako, provjerom podataka dolazi se do konstatacije kako je maksimalna razina karakteristična za zemlje sjeverne Europe.

Maksimalna razina udjela imovine u stranoj valuti u BDP-u iznosi 683.9%, a minimalna tek 4.7%. Isto tako s obzirom da prvi kvartil iznosi 36.7%, a treći 123.1% može se zaključiti puno bolja zastupljenost imovine u stranoj valuti u odnosu na zastupljenost imovine u domaćoj valuti. Zanimljivo je istaknuti kako upravo Nizozemska i Švicarska prednjače po visini udjela imovine u stranoj valuti u BDP-u.

Još veća raspršenost prisutna je u podacima koji aproksimiraju udio obaveza u domaćoj valuti u BDP-u. Naime, maksimalna vrijednost udjela iznosi 947.6%, a minimalna tek 0.1%. Neobično je konstatirati da prosječna vrijednost udjela, 94.5%, nadmašuje treći kvartil, 82.9% što daje naslutiti

o desnostranoj asimetričnoj distribuciji podataka. No, bez koeficijenta asimetrije ne treba olako zaključivati. Isto tako, zbog maksimalne vrijednosti, koja je potencijalno i netipična vrijednost, nameće se zaključak kako su obaveze u domaćoj valuti puno više zastupljenije u BDP-u u odnosu na imovinu u domaćoj valuti. Odnosno, neto financijska imovina u domaćoj valuti bi potencijalno mogla biti negativna i na taj način smanjiti potrošnju.

Udio obaveza u stranoj valuti u BDP-u kreće se u rasponu od 7.8% do 256.3%. Maksimalna vrijednost ove aproksimacije tečajne izloženosti manja je od aproksimacije domaćeg duga što ukazuje na preferencije u izboru valute prilikom zaduživanja. Isto tako, može se naslutiti da zemlje u uzorku nisu toliko izložene tečajnom riziku. Nadalje, aritmetička sredina iznosi 62.5% BDP-a. Također, 25% uzorka bilježi 31.4% BDP-a ili manji udio obaveza u stranoj valuti u BDP-u. Važno je istaknuti kako je razlika maksimalne vrijednosti udjela imovine u stranoj valuti i udjela obaveza u stranoj valuti pozitivna. Odnosno, potencijalno bi se moglo pretpostaviti da su kućanstva se pokušala zaštititi od tečajnog rizika pomoću imovine u stranoj valuti. Navedeno bi moglo rezultirati smanjenjem devizne neusklađenosti također. Dakako, tvrdnje se ne mogu usvojiti bez dokaza.

Najmanja vrijednost realne kamatne stope zabilježena je na vrijednosti od -12.9% što ukazuje na veliki utjecaj inflacije na zemlje u uzorku. Isto tako, maksimalna vrijednost od 41.7% može se povezati s ekstremnim situacijama. Navedeno potvrđuje činjenica da 75% uzorka bilježi realnu kamatnu stopu u vrijednosti 6.3% ili manju.

Indeks cijena nekretnina daje općenitiji uvid u tržište nekretnina te kretanje cijena nekretnina. Tako indeks cijena nekretnina poprima vrijednosti između 31.7 i 173.3 indeksnih bodova. Može se zaključiti da su podaci za ovu varijablu najmanje raspršeni, odnosno nisu toliko prisutne netipične vrijednosti (eng. *outlier*). Aritmetička vrijednost iznosi 89.2 indeksna boda.

## **5.2. Rezultati panel analize**

U nastavku su prezentirani rezultati panel analize, odnosno rezultati procjene triju modela sistematično u tablici 4. Prvo će se predstaviti združeni model.

Tablica 4. Rezultati panel analize

Zavisna varijabla - log(potrosnja)			
MODEL	Združeni model	Fiksni model	Model sa slučajnim efektima
konstanta	5.2406*** (0.57029)	/	7.4458*** (0.30374)
<i>neto_place</i>	0.00001*** (0.00000058145)	0.00000347*** (0.0000006379)	0.000004492*** (0.00000060673)
<i>I_dv.BDP</i>	0.013275*** (0.0032633)	-0.0034697*** (0.0007288)	-0.0034614*** (0.00075638)
<i>I_sv.BDP</i>	4.2311*** (0.64748)	-0.32798* (0.16821)	-0.39284** (0.17265)
<i>O_dv.BDP</i>	-0.007834*** (0.0018947)	0.0024056*** (0.00043603)	0.0023779*** (0.00045255)
<i>O_sv.BDP</i>	-1.4496*** (0.50302)	-0.43656*** (0.099078)	-0.40052*** (0.10246)
<i>I(bin_RAZV_fix*</i> <i>O_sv.BDP)</i>	-1.3983** (0.66585)	-0.8997*** (0.1235)	-0.90056*** (0.12826)
<i>I(bin_RAZV_flex*</i> <i>O_sv.BDP)</i>	1.7713*** (0.28727)	-0.026482 (0.06678)	0.0025082 (0.069098)
<i>I(bin_NERAZV_fix*</i> <i>O_sv.BDP)</i>	0.25092 (0.32190)	-0.0084343 (0.12356)	-0.011279 (0.12767)
<i>r</i>	-0.0067248 (0.01037)	-0.006181*** (0.0018205)	-0.0057737*** (0.0018883)
<i>hpi</i>	-0.0123730*** (0.0024586)	0.0035636*** (0.00044072)	0.0033749*** (0.00045502)
R <sup>2</sup>	0.70174	0.63696	0.64431
Korigirani R <sup>2</sup>	0.69209	0.59507	0.6328
F-test	72.7025***	50.1796***	489.274***
Razina značajnosti	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 4., Prilog 5. i Prilog 6.)



Zapis združenog modela izgleda ovako:

$$\begin{aligned} \log(\widehat{potrosnja})_{it} = & 5.2406 + 0.00001 \textit{neto\_place} + 0.013275 \textit{I\_dv.BDP} + 4.2311 \textit{I\_sv.BDP} \\ & - 0.007834 \textit{O\_dv.BDP} - 1.4496 \textit{O\_sv.BDP} - 1.3983 \textit{I(bin\_RAZV\_fix * O\_sv.BDP)} \\ & + 1.7713 \textit{I(bin\_RAZV\_flex * O\_sv.BDP)} + 0.25092 \textit{I(bin\_NERAZV\_fix * O\_sv.BDP)} \\ & - 0.0067248 \textit{r} - 0.0123730 \textit{hpi} \end{aligned} \quad (13)$$

U ovom početnom združenom modelu varijable, uz konstantu, koje su značajne pri 1% su *neto\_place*, *I\_dv.BDP*, *I\_sv.BDP*, *O\_dv.BDP*, *O\_sv.BDP*, *I(bin\_RAZV\_fix\* O\_sv.BDP)*, *I(bin\_RAZV\_flex\* O\_sv.BDP)* te *hpi*. Interakcijski član za nerazvijene ekonomije sa fiksnim tečajnim režimom te realna kamatna stopa nisu značajne u modelu. Nadalje, pozitivni predznaci kod *neto\_place*, *I\_dv.BDP*, *I\_sv.BDP* su u skladu s očekivanjima, dok je pozitivan predznak uz varijable *I(bin\_RAZV\_flex\* O\_sv.BDP)* i *I(bin\_NERAZV\_fix\* O\_sv.BDP)* suprotan očekivanjima. Kod varijabli *O\_dv.BDP*, *O\_sv.BDP*, *I(bin\_RAZV\_fix\* O\_sv.BDP)*, *r* i *hpi* negativan utjecaj na potrošnju sukladan je teoriji. Procijenjeni koeficijenti variraju u jačini utjecaja na potrošnju, tako *neto\_place* imaju neočekivano malen utjecaj na regresand varijablu dok se isto ne može reći za udio imovine u stranoj valuti u BDP-u koja prednjači po jačini efekta.

S obzirom da je *potrosnja* uvrštena u logaritamskom obliku u model, navedeno mijenja samu interpretaciju parametara. Kada bi vrijednost nezavisnih varijabli iznosila 0, u prosjeku bi potrošnja iznosila  $e^{5.2406}$  mlrd. jedinica lokalne valute. Odnosno, autonomna potrošnja u prosjeku iznosi  $3.171 \cdot 10^{-99}$  mlrd. jedinica lokalne valute. Ako se *neto\_place* povećaju za 1 mlrd. jedinica lokalne valute, uz ostale varijable nepromijenjene, potrošnja će se u prosjeku povećati za 0,001%. Ako se udio imovine u domaćoj valuti u BDP-u poveća za 1 postotni bod, uz ostale varijable konstantne, potrošnja će u prosjeku porasti za 1,3275%. Odnosno, ako se udio imovine u stranoj valuti u BDP-u poveća za 1 postotni bod, uz ostale varijable konstantne, potrošnja će se u prosjeku povećati za 423,11%. Suprotno vrijedi za udio obaveza u domaćoj valuti u BDP-u, koji ako se poveća za 1 postotni bod, a pritom se ostale varijable drže nepromijenjenima, će smanjiti potrošnju u prosjeku za 0,7834%. Također, ako se *r* poveća za 1 postotni bod, uz ostale varijable nepromijenjene, potrošnja će se u prosjeku smanjiti za 0,67248%. Naposljetku, ako se *hpi* poveća

za 1 indeksni bod, a nezavisne varijable se drže konstantnima, potrošnja će pasti za 1,2373% u prosjeku.

Do promjene u interpretaciji parametara dolazi kod varijable  $O_{sv.BDP}$ , odnosno kod interakcijskih članova koji numerički dio preuzimaju iz navedene varijable. S obzirom da postoje 4 kategorije u koje su zemlje svrstane, definirano je tri binarne varijable, odnosno tri interakcijske varijable. Preostali modalitet se veže uz varijablu  $O_{sv.BDP}$  samostalno, a interpretacija je: u nerazvijenoj ekonomiji koja ima fleksibilan tečajni režim (sve tri binarne varijable=0), rast udjela obaveza u stranoj valuti u BDP-u za 1 postotni bod, uz nepromijenjene ostale varijable, će rezultirati padom potrošnje za 144,96%.

Nadalje, interakcijski članovi se mogu interpretirati na dva načina. Načini su predstavljeni na primjeru varijable  $I(bin\_RAZV\_fix * O_{sv.BDP})$ . Prvi način je interpretacija parametra interakcijskog člana. Dakle, za 139,83% za razvijene ekonomije s fiksnim režimom je manji učinak povećanja tečajne izloženosti za 1% na povećanje potrošnje u odnosu na nerazvijene zemlje s fleksibilnim režimom (uz nepromijenjenu varijable). Drugi način je definiranje onoliko podmodela koliko ima modaliteta. Tako za razvijene zemlje s fiksnim tečajnim režimom ( $bin\_RAZV\_fix = 1$ ) model glasi

$$\log(\widehat{potrosnja})_{it} = 5.2406 + 0.00001 \text{ neto\_place} + 0.013275 I_{dv.BDP} + 4.2311 I_{sv.BDP} - 0.007834 O_{dv.BDP} - 2.8479 O_{sv.BDP} - 0.0067248 r - 0.0123730 hpi \quad (14)$$

U razvijenoj ekonomiji koja ima fiksni tečajni režim, rast udjela obaveza u stranoj valuti u BDP-u za 1 postotni bod, uz nepromijenjene ostale varijable, će rezultirati padom potrošnje za 284,79%.

Dok se model za razvijene zemlje s fleksibilnim tečajnim režimom ( $bin\_RAZV\_flex=1$ ) zapisuje kao

$$\log(\widehat{potrosnja})_{it} = 5.2406 + 0.00001 \text{ neto\_place} + 0.013275 I_{dv.BDP} + 4.2311 I_{sv.BDP} - 0.007834 O_{dv.BDP} + 0.3217 O_{sv.BDP} - 0.0067248 r - 0.0123730 hpi \quad (15)$$

Model za nerazvijene zemlje koje su odabrale fiksni tečajni režim ( $bin\_NERAZV\_fix=1$ ) model se bilježi na sljedeći način

$$\begin{aligned} \log(\widehat{potrosnja})_{it} = & 5.2406 + 0.00001 \text{ neto\_place} + 0.013275 I\_dv.BDP + 4.2311 I\_sv.BDP \\ & -0.007834 O\_dv.BDP - 1.19868 O\_sv.BDP - 0.0067248 r - 0.0123730 hpi \end{aligned} \quad (16)$$

Naposlijetku ukoliko je zemlja s fleksibilnim tečajnim režimom, a klasificira se kao nerazvijena ekonomija model glasi

$$\begin{aligned} \log(\widehat{potrosnja})_{it} = & 5.2406 + 0.00001 \text{ neto\_place} + 0.013275 I\_dv.BDP + 4.2311 I\_sv.BDP \\ & -0.007834 O\_dv.BDP - 1.4496 O\_sv.BDP - 0.0067248 r - 0.0123730 hpi \end{aligned} \quad (17)$$

Na kraju predstavljanja združenog modela uočava se da koeficijent determinacije iznosi 0.70174 što sugerira da združeni model objašnjava čak 70,174% varijacija zavisne varijable. S obzirom da se koeficijent determinacije kreće u rasponu između 0 i 1, vrijednost koeficijenta bliža 1 ukazuje da su varijacije potrošnje dosta dobro objašnjene modelom. Može se zaključiti da je model relativno dobar jer korigirani koeficijent determinacije iznosi 0.69209. Navedeno potvrđuje F-statistika kojom se testira skupna značajnost modela, a mala p-vrijednosti upućuje na odbacivanje hipoteze da nijedna varijabla u modelu nije signifikantna.

Fiksni model je drugi po redu procijenjen model, a zapisuje se jednadžbom

$$\begin{aligned} \log(\widehat{potrosnja})_{it} = & 0.00000347 \text{ neto\_place} - 0.0034697 I\_dv.BDP - 0.32798 I\_sv.BDP \\ & + 0.0024056 O\_dv.BDP - 0.43656 O\_sv.BDP - 0.8997 I(bin\_RAZV\_fix * O\_sv.BDP) \\ & - 0.026482 I(bin\_RAZV\_flex * O\_sv.BDP) - 0.0084343 I(bin\_NERAZV\_fix * O\_sv.BDP) \\ & - 0.006181 r + 0.0035636 hpi \end{aligned} \quad (18)$$

Imajući u vidu da specifikacija modela nije značajno mijenjana, ponovna interpretacija parametara će se izostaviti. Ali, važno je istaknuti da ovaj model ne sadrži konstantu u općenitom smislu, odnosno nema autonomne potrošnje. Već se ista mijenja za svaku pojedinu zemlju, odnosno fiksni

efekt svake promatrane jedinice, to jest zemlje, jest konstantni član. Prikaz fiksnih efekata za svaku pojedinu zemlju nalazi se u tablici 5. Najveći fiksni efekt je u Japanu, a najmanji u Novom Zelandu.

Tablica 5. Prikaz fiksnih efekata pojedine zemlje

Australija	Kanada	Čile	Kolumbija	Češka	Danska
7.0488	7.2788	10.9458	10.8915	7.8643	7.2813
Egipat	Finska	Izrael	Italija	Japan	Malezija
8.4328	4.9668	6.7350	7.1755	11.1247	5.4307
Maroko	Nizozemska	Novi Zeland	Norveška	Pakistan	Peru
6.446	5.8494	4.7766	7.7786	9.6946	5.9599
Filipini	Poljska	Portugal	Švedska	Švicarska	Tajland
9.4576	6.9629	4.8509	7.7783	5.8181	8.3947

Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 7.)

U polaznom fiksnom modelu pri 1% značajne su  $neto\_place$ ,  $I\_dv.BDP$ ,  $O\_dv.BDP$ ,  $O\_sv.BDP$ ,  $I(bin\_RAZV\_fix * O\_sv.BDP)$ ,  $r$  te  $hpi$ . Varijabla  $I\_sv.BDP$  je značajna uz razinu od 10%. Interakcijska varijabla  $I(bin\_RAZV\_flex * O\_sv.BDP)$  u potpunosti gubi značajnost, dok interakcijski član za nerazvijene ekonomije sa fiksnim tečajnim režimom ponovno nije značajna u modelu. Varijable  $neto\_place$ ,  $r$  i  $O\_sv.BDP$  jedine su varijable koje imaju očekivane predznakove. Utjecaj ostalih varijabli u suprotnosti je sa teorijom, odnosno očekivanjima. Prisutna je promjena i u apsolutnim vrijednostima parametara, odnosno varijable se još više razlikuju u jačini efekta na zavisnu varijablu, iako ne prelaze 1. Varijabla  $I(bin\_RAZV\_fix * O\_sv.BDP)$  u konstruiranom modelu ima najsnažniji utjecaj na potrošnju.

Iako prema rezultatu F-testa nulta hipoteza (niti jedna varijabla nije značajna) se ponovno odbacuje, vidljiv je pad u pouzdanosti modela. Naime,  $R^2$  iznosi 0.63696, odnosno korigirani  $R^2$  poprima vrijednost 0.59507. Odnosno, ovim modelom je objašnjeno 6,478% varijacija potrošnje manje u odnosu na združeni model.

Posljednji procijenjen model jest model sa slučajnim efektima. U navedenom modelu potrošnja je modelirana kao:

$$\begin{aligned} \log(\widehat{potrosnja})_{it} = & 7.4458 + 0.00000449 \text{ neto\_place} - 0.0034614 I_{dv.BDP} - 0.3928 I_{sv.BDP} \\ & + 0.0023779 O_{dv.BDP} - 0.40052 O_{sv.BDP} - 0.90056 I(\text{bin\_RAZV\_fix} * O_{sv.BDP}) \\ & + 0.0025082 I(\text{bin\_RAZV\_flex} * O_{sv.BDP}) - 0.011279 I(\text{bin\_NERAZV\_fix} * O_{sv.BDP}) \\ & - 0.0057737 r + 0.0033749 hpi \end{aligned} \quad (19)$$

Sve varijable, izuzev  $I(\text{bin\_RAZV\_flex} * O_{sv.BDP})$  i  $I_{sv.BDP}$ , u modelu sa slučajnim efektima imaju razine značajnosti jednake onima u fiksnom modelu. Također, za iste varijable nije došlo do promjene predznaka. Nadalje, vrijednosti parametara se nisu značajnije promijenile također. Varijabla  $I_{sv.BDP}$  kao i u prethodnom modelu, model fiksnih efekata, ima negativan predznak koji je u suprotnosti od pretpostavljenog. Uz to, spomenuta varijabla evidentira promjenu značajnosti. Više nije signifikantna pri 10%, već pri 5%. Uočljiva je i promjena predznaka za interakcijsku varijablu  $I(\text{bin\_RAZV\_flex} * O_{sv.BDP})$ . U ovom modelu ista ima pozitivan predznak, kao u združenom modelu, naspram negativnog predznaka u modelu s fiksnim efektima. Interakcijska varijabla za nerazvijene ekonomije s fiksnim tečajnim režimom, uz varijablu za razvijenu zemlju s fleksibilnim režimom, je neznačajna. Štoviše,  $I(\text{bin\_NERAZV\_fix} * O_{sv.BDP})$  nije značajna niti u jednom modelu.

Predstavljene promjene u značajnosti i promjeni predznaka pozitivno su se odrazile na kvalitetu modela. Naime, koeficijent determinacije iznosi 0.64431, odnosno korigirani koeficijent doseže razinu od gotovo 0.633. S obzirom da model slučajnih efekata objašnjava 64,431% varijacija regresand varijable, može se pretpostaviti kako su promjene uzrok poboljšanja  $R^2$ . F-statistika potvrđuje da je prisutna skupna značajnost modela, odnosno da se odbacuje hipoteza o neznačajnosti niti jedne varijable u modelu.

S obzirom da članovi interakcije predstavljaju samo razliku u učincima povećanja tečajne izloženosti u ovisnosti o kategoriji kojoj zemlja pripada, trebalo bi predstaviti i direktan utjecaj

povećanja tečajne izloženosti na potrošnju za pojedinu kategoriju. Navedeno prikazuje tablica 6 u nastavku.

Tablica 6. Utjecaj tečajne izloženosti na potrošnju po kategoriji zemlje

	Združeni model	Fiksni model	Model sa slučajnim efektima
RAZV_fix	-2.8479	-1.33626	-1.30108
RAZV_flex	0.3217	-0.463042	-0.3980118
NERAZV_fix	-1.19868	-0.4449943	-0.411799
NERAZV_flex	-1.4496	-0.43656	-0.40052

*Izvor: izrada autorice*

Prije same analize podataka u tablici 5, valja upozoriti kako će se u ovom ulomku značajnost djelomično zanemariti zbog promjene iste prilikom izračuna vrijednosti direktnog utjecaja. Uočava se kako je utjecaj tečajne izloženosti na potrošnju najveći za razvijene zemlje s fiksnim tečajem u sva tri modela, posebice u združenom modelu. Najmanji apsolutni utjecaj izloženosti na zavisnu varijable prisutan je u zemlji s fleksibilnim režimom, i to u nerazvijenoj zemlji u fiksnom modelu, odnosno u velikoj zemlji u druga dva modela. Nadalje, vrijednost utjecaja izloženosti na potrošnju je negativan u 11 slučajeva, osim za razvijene zemlje s fleksibilnim tečajem u združenom modelu. Također, apsolutni efekt na potrošnju je veći za zemlje s fiksnim režimom naspram fleksibilnog. No, zaključak o stupnju razvijenosti zemlje kao odrednice jačine utjecaja izloženosti na potrošnju ne može se donijeti s obzirom da dolazi do razilaženja u sva tri modela.

Naposljetku kako bi se odabrao najprikladniji model testovima se pokušalo utvrditi koji model najbolje opisuje prikupljene podatke. Za početak je proveden F-test koji za cilj ima provjeru prisutnost fiksnih efekata. Test između združenog i fiksnog efekta temelji se na hipotezama:

$H_0$ : združeni i fiksni model imaju iste efekte

$H_1$ : postoje značajne razlike između modela

Tablica 7. F test

F test for individual effects			
data: log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP + O_dv.BDP + ...			
F = 913.07	df1 = 23	df2 = 286	p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects			

Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 8.)

Rezultati ispisa dani su u tablici 7. Uz razinu značajnosti od 1% odbacuje se hipoteza da ne postoje razlike u efektima združenog i fiksnog modela. Odnosno, zaključuje se da je fiksni model adekvatniji izbor od združenog modela.

Potom je proveden Breusch-Paganov LM test koji ocjenjuje prikladnost modela sa slučajnim efektima naspram združenog modela. Test ispituje prisutnost heterogenosti među jedinicama koristeći hipoteze:

$H_0$ : jedinice nisu heterogene

$H_1$ : postoji heterogenost među jedinicama

Tablica 8. Breusch-Pagan test

Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan)		
data: log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP + O_dv.BDP + ...		
chisq = 1132.7	df = 1	p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects		

Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 9.)

Rezultati ispisa dani su u tablici 8. Uz razinu značajnosti od 1% odbacuje se hipoteza da jedinice promatranja nisu heterogene. Odnosno, zaključuje se da je model sa slučajnim efektom prikladniji izbor od združenog modela.

Prema prethodna dva testa nameće se zaključak da združeni model nije prikladan za panel analizu prikupljenih podataka. Stoga, da bi se donijela odluka koji model je bolji provest će se Hausmanov test koji uspoređuje model sa fiksnim efektima te model sa slučajnim efektima. Isti ima sljedeće hipoteze:

$H_0$ : model s fiksnim efektom i model sa slučajnim efektom statistički se značajno ne razlikuju  
 $H_1$ : postoje značajne razlike između modela

Tablica 9. Hausmanov test

Hausman Test		
data: log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP + O_dv.BDP + ...		
chisq = 25.913	df = 10	p-value = 0.003859
alternative hypothesis: one model is inconsistent		

Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 10.)

Rezultati ispisa dani su u tablici 9. Uz razinu značajnosti od 1% odbacuje se hipoteza da se model s fiksnim efektom i model sa slučajnim efektom statistički značajno ne razlikuju. Odnosno, zaključuje se da je fiksni model prikladniji izbor od modela sa slučajnim efektom.

Nakon provedenih testova zaključuje se da je najprikladniji model fiksni model. Na fiksnom modelu provest će se dijagnostički testovi počevši s testiranjem autokorelacije. Autokorelacije testira se pomoću Breusch-Godfrey/Wooldridge testa koji ispituje međusobnu koreliranost grešaka relacija koristeći hipoteze

$H_0$ : ne postoji autokorelacija među članovima procesa grešaka relacije

$H_1$ : autokorelacija grešaka relacije je prisutna

Tablica 10. Breusch-Godfrey/Wooldridge test autokorelacije

Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models		
data: log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP + O_dv.BDP + ...		
chisq = 177.01	df = 1	p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors		

Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 11.)

Rezultati ispisa dani su u tablici 10. Uz razinu značajnosti od 1% odbacuje se nulta hipoteza te se zaključuje da postoji problem autokorelacije do uključujući drugi red. Navedeno se opravdava učinkom prenošenja (eng. *carryover effect*) zbog uporabe vremenske komponente u panel analizi.



Odnosno, model je pojednostavljen te je zanemarena činjenica da potrošnja u jedinici  $t$  ovisi o potrošnji u  $t-1$ .

Idući testom će se provjeriti ima li fiksni model problem heteroskedastičnosti. Koristi se Breusch-Paganov test koji počiva na hipotezi

$H_0$ : greške relacije su homoskedastične

$H_1$ : heteroskedastičnost grešaka relacije je prisutna

Tablica 11. Breusch-Pagan test heteroskedastičnosti

Breusch-Pagan test		
data: model_FE		
BP = 62.507	df = 10	p-value = 1.212e-09

Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 12.)

Prema danim rezultatima u tablici 11 odbacuje se  $H_0$  te se zaključuje da je problem heteroskedastičnosti prisutan. Ovakav rezultat može se pripisati postojanju netipičnih vrijednosti u podacima, odnosno velikoj razlici između minimalne i maksimalne vrijednosti pojedine varijable.

Naposljetku će se ispitati multikolinearnost pomoću VIF (eng. *VIF*, *variance inflation factor*) pokazatelja. Faktor inflacije varijance se računa za svaku varijablu na sljedeći način:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (20)$$

Uobičajeno se smatra da je problem multikolinearnosti varijabli u modelu prisutan ako je  $VIF_j \geq 5$ . Uspoređivanjem VIF vrijednosti za svaku varijablu prezentiranu u tablici 12 s referentnom vrijednosti zaključuje se da postoji problem multikolinearnosti za varijable neto plaće i udio imovina u stranoj valuti u BDP-u. Navedeno se pripisuje premaloj jačini parametra uz varijablu *neto\_place*. Odnosno negativnom predznaku uz parametar uz varijablu *I\_sv.BDP*, a očekivan je pozitivan predznak.

Tablica 12. Testiranje multikolinearnosti pomoću VIF pokazatelja

Varijabla	VIF	VIF $\geq 5$
<i>neto_place</i>	28.76	da
<i>I_dv.BDP</i>	2.40	ne
<i>I_sv.BDP</i>	27.30	da
<i>O_dv.BDP</i>	2.22	ne
<i>O_sv.BDP</i>	1.14	ne
<i>I(bin_RAZV_fix* O_sv.BDP)</i>	1.03	ne
<i>I(bin_RAZV_flex* O_sv.BDP)</i>	1.26	ne
<i>I(bin_NERAZV_fix* O_sv.BDP)</i>	1.05	ne
<i>r</i>	1.16	ne
<i>hpi</i>	1.18	ne

*Izvor: izrada autorice (za detaljan ispis R programa vidjeti Prilog 13.)*

Na kraju analize valja istaknuti kako model relativno dobro opisuje prikupljene podatke s obzirom na sva ograničenja istraživanja. Najveće ograničenje istraživanja veže se uz podatke i nedostupnosti podataka o potrošnji, neto plaćama, realnoj kamatnoj stopi te HPI indeksu. Zbog navedene problematike je uzorak zemalja sužen za 50%. Problem se mogao riješiti prikupljanjem podataka s drugih baza podataka, no u većini slučajeva su podaci dostupni samo u dominantnim valutama poput \$ (dolara) ili € (eura). To bi dodatno otežalo pripremu podataka kako bi se osigurala usporedivost podataka s već prikupljenim podacima iz World Bank Data baze podataka. Isto tako, možda bi bilo adekvatnije model konstruirati kao panel VAR model. Panel VAR modeli su kombinacija pristupa panel podataka te tradicionalnog VAR modela. Implikacije panel podataka jest uvođenje fiksnih efekta, odnosno dozvoljavanje heterogenosti među promatranim jedinicama. Uporabom VAR modela bi se uključio pomak zavisne varijable što bi zasigurno ublažilo problem autokorelacije. No, nedovoljna upoznatost s panel VAR modelima je rezultirala odabirom klasičnog panel modela.

## 6.ZAKLJUČAK

Tečajni rizik jedan je od brojnih rizika s kojima se kućanstva susreću prilikom zaduživanja u stranoj valuti. Nerijetko se kućanstva zadužuju u stranoj valuti jer im mogućnost zaduživanja u domaćoj valuti nije pružena ili je ponuda iznimno ograničena. Uz to, dužnici ocijene da im je dug u stranoj valuti bolji izvor financiranja zbog veće stabilnosti te valute ili pak nižih kamatnih stopa. No, promjenom tečaja sve prednosti gube na svom značaju te se javlja učinak tečajne izloženosti. Učinak promjene tečaja na dohodak može se razdvojiti na kanal konkurentnosti i kanal potrošnje. Pri tome kanal potrošnje ovisi o tečajnoj izloženosti, odnosno, prilikom promjene tečaja, smjer i jačina utjecaja tečajne izloženosti na potrošnju uvelike ovisi o razini tečajne izloženosti zemlje. Tako u situaciji velike tečajne izloženosti, pojava deprecijacije se negativno odražava na potrošnju.

Provedeno je empirijsko istraživanje na temelju panel podataka za 24 zemlje u razdoblju od 1990. do 2017.godine. Potrošnja je procijenjena trima panel modelima pomoću varijabli neto plaća, udjela imovine u domaćoj valuti u BDP-u, udjela imovine u stranoj valuti u BDP-u, udjela obaveza u domaćoj valuti u BDP-u, udjela obaveza u stranoj valuti u BDP-u, realne kamatne stope, indeksa cijena nekretnina te triju interakcijska člana. Svaki interakcijski član sadrži binarnu varijablu kojom se uključuje stupanj razvijenosti zemalja te tečajni režim. Testovima je utvrđeno da je fiksni model najprikladniji model za korištene podatke. U istom su značajne varijable neto plaće, udio imovine u domaćoj valuti u BDP-u, udio imovine u stranoj valuti u BDP-u, udio obaveza u domaćoj valuti u BDP-u, udio obaveza u stranoj valuti u BDP-u, realna kamatna stopa, indeks cijena nekretnina te interakcijski član za razvijene ekonomije s fiksnim režimom. Varijable neto plaće, realna kamatna stopa i udio obaveza u stranoj valuti u BDP-u jedine su varijable koje imaju očekivane predznakove. Odnosno smjer utjecaja navedenih varijabli je u skladu s teorijom. A samim modelom objašnjeno je 63,69% varijacija potrošnje.

Na temelju rezultata panel analize može se zaključiti kako je negativan utjecaj tečajne izloženosti na potrošnju prisutan u panel modelu. Isto tako, kategorija zemlje RAZV\_fix bilježi najveću razinu tečajne izloženosti u usporedbi s preostale tri kategorije. Nadalje, interakcijski član za ovu kategoriju zemalja pokazao je najveći negativan utjecaj na potrošnju. Suprotno vrijedi za nerazvijene ekonomije s fleksibilnim režimom koje su najmanje tečajno izložene te sukladno tome

tečajna izloženost ima najmanji učinak na potrošnju. Isto tako, pokazalo se da je učinak izloženosti na potrošnju veći za zemlje s fiksnim režimom naspram zemalja s fleksibilnim tečajnim režimom.

Naposljetku valja istaknuti da, iako je dokazan negativan utjecaj tečajne izloženosti na potrošnju u odabranim zemljama, u budućim istraživanjima bi svakako trebalo uključiti pomake zavisne varijable. Izostavljanjem autoregresivnosti u modelu se potencijalno isti pogrešno specificirao što dovodi do heteroskedastičnosti. Nadalje, možda nedovoljna kontrola heterogenosti jedinica je također doprinijela problemu heteroskedastičnosti kroz uporabu podataka koji obuhvaćaju netipične vrijednosti. U budućim istraživanjima bi svakako valjalo uzeti u obzir konstatirana ograničenja provedenog istraživanja.

S ciljem smanjenja tečajnog rizika i ublažavanja svih negativnih posljedica na ekonomiju preporučuje se uklanjanje institucionalnih manjkavosti financijskih tržišta te produbljivanje istih. Važno je naglasiti da bolja edukacija građana o tečajnom riziku prilikom razmatranja opcija zaduživanja će svakako podignuti svijest kućanstava o svim potencijalnim posljedicama prilikom depreciranja tečaja. Također, poziva se i na veću komunikaciju o zaštiti od tečajnog rizika.

## POPIS LITERATURE

1. Aguiar, M., 2005. Investment, devaluation, and foreign currency exposure: The case of Mexico.. *Journal of Development Economics*, 78(1), pp. 95-113.
2. Akrap, I., 2015. *Trgovačko pravo*. Split: Sveučilište u Splitu - Sveučilišni odjel za stručne studije.
3. Becker, C. & Fabbro, D., 2006. *Limiting Foreign Exchange Exposure through Hedging: The Australian Experience*, s.l.: Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper No. 2006-09.
4. Bénétrix, A., Gautam, D., Juvenal, L. & Schmitz, M., 2020. Cross-Border Currency Exposures. New evidence based on an enhanced and updated dataset. *Trinity Economics Papers No. tep0120*.
5. Bénétrix, A. S., Lane, P. R. & Shambaugh, J. C., 2015. International currency exposures, valuation effects and the global financial crisis. *Journal of International Economics*, 96(S1), pp. 98-109.
6. Blanchard, O., 2014. Where danger lurks. *Finance & Development*, 51(3), pp. 28-31.
7. Bogović, N. D., 2002. Dugoročna obilježja osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj. *Ekonomski pregled*, 53(7-8), pp. 622-639.
8. Brkić, M., 2021. Costs and benefits of government borrowing in foreign currency: is it a major source of risk for EU member states outside the Euro?. *Public Sector Economics*, 45(1), pp. 63-91.
9. Caballero, R., 1990. Consumption Puzzles and Precautionary Savings. *Journal of Monetary Economics*, 25(1), pp. 113-136.
10. Campbell, J. Y. & Mankiw, N. G., 1990. Permanent Income, Current Income and Consumption. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(3), pp. 265-279.
11. Časni, A. Č., 2014. Housing Wealth Effect on Personal Consumption: Empirical Evidence from European Post-transition Economies. *Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance*, 64(5), pp. 392-406.
12. Čeh Časni, A., Palić, I. & Palić, P., 2020. The Determinants of Consumption of 50+ Population in Croatia. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 68(7), pp. 737-755.
13. Ciarlone, A., 2012. Wealth effects in emerging economies. *Temi di Discussione (Working Papers)*.
14. Čipčić, M. L., 2020. *Analysis of Personal Consumption in Croatia*. Split, University of Split, pp. 118-129.
15. Dominguez, K. M. & Tesar, L. L., 2006. Exchange rate exposure. *Journal of International Economics*, 68(1), pp. 188-218.

16. Duesenberry, J., 1949. *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge: Harvard University Press.
17. Dumičić, K., Časni, A. Č. & Palić, I., 2011. *Multivariate regression analysis of personal consumption*. s.l., an., pp. 177-182.
18. Dumičić, K., Čeh Časni, A. & Palić, I., 2013. The short-run and long-run behaviour of personal consumption in Croatia. *Central European Journal of Operations Research*, 11 7, 21(1), pp. 3-11.
19. Eichengreen, B., Hausmann, R., Panizza & Ugo, 2007. Currency Mismatches, Debt Intolerance and Original Sin: Why They Are Not the Same and Why it matters. U: *Capital Controls and Capital Flows in Emerging Economies: Policies, Practices, and Consequences*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 121-170.
20. Friedman, M., 1957. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton: Princeton University Press.
21. Gourinchas, P. O. & Obstfeld, M., 2012. Stories of the twentieth century for the twenty-first. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), pp. 226-265.
22. Gyöngyösi, G., Rariga, J. & Verner, E., 2022. The anatomy of consumption in a household foreign currency debt crisis. *European Central Bank Working Paper Series, No.2733*.
23. Hall, R. E., 1988. Intertemporal Substitution in Consumption. *Journal of Political Economy*, 96(2), pp. 339-357.
24. Hrvatska narodna banka, 2011. *Osvrt Hrvatske narodne banke na Izvješće članova misije MMF-a o konzultacijama u vezi s člankom IV. Statuta MMF-a održanima 2011.*, Zagreb: HNB.
25. Jakšić, S., Erjavec, N. & Čeh Časni, A., 2020. *Metode primijenjene matematičke i statističke analize*. Zagreb: Ekonomski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.
26. Jeanne, O. D., 2003. *Why Do Emerging Economies Borrow in Foreign Currency?*, s.l.: MF Working Papers 2003/177.
27. Jorion, P., 1990. The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals. *Journal of Business*, 63(3), pp. 331-345.
28. Jurčić, L. & Čeh Časni, A., 2016. *Personal Consumption in Croatia*. Zagreb, Hrvatsko društvo ekonomista, pp. 113-136.
29. Kedia, S. & Mozumdar, A., 2003. Foreign Currency–Denominated Debt: An Empirical Examination. *The Journal of Business*, 76(4), pp. 521-546.
30. Keynes, J., 1936. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.
31. Kuznets, S., 1942. Uses of National Income in Peace and War. *Occasional Paper 6*.

32. Lane, P. R. & Shambaugh, J. C., 2010a. Financial Exchange Rates and International Currency Exposures. *American Economic Review*, 100(1), pp. 518-540.
33. Lane, P. R. & Shambaugh, J. C., 2010b. The Long or Short of It: Determinants of Foreign Currency Exposure in External Balance Sheets. *Journal of International Economics*, 80(1), pp. 33-44.
34. Lovrinčević, Ž., 2000. *Analiza osobne potrošnje u Hrvatskoj: doktorska disertacija*, s.l.: Ekonomski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.
35. Lovrinčević, Ž., Mikulić & D., 2003. Modeliranje osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj EC1. *Ekonomski pregled*, 54(9-10), pp. 725-759.
36. Mankiw, G. N., 1997. *Macroeconomics*. 3 ur. New York: Worth Publishers.
37. Modigliani, F. & Brumberg, R., 1954. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. U: K. K. Kurihara, ur. *Post Keynesian Economics*. London: Rutgers University Press, pp. 388-436.
38. Mok, C. F. J., Wang, H. & Hanna, S. D., 1994. Are Consumption Patterns of Elderly Households Consistent With a Life-Cycle Model?. U: J. A. Cote & S. M. Leong, ur. *Asia Pacific Advances in Consumer Research*. Provo: Association for Consumer Research, pp. 237-245.
39. Musacchio, A., 2012. *Mexico's financial crisis of 1994-1995*, s.l.: Harvard Business School Working Paper, No. 12-101..
40. Rahim, H. A. & Bahari, Z., 2018. Keynes' Consumption Theory: A Reevaluation According to the. *Global Journal Al-Thaqafah*, 8(1), pp. 7-13.
41. Ranciere, R., Tornell, A. & Vamvakidis, A., 2010. Currency mismatch, systemic risk and growth in emerging Europe. *Economic Policy*, 25(64), pp. 597-658.
42. Reinhart, C. M., Rogoff, K. S. & Savastano, M. A., 2003. Debt Intolerance. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, August, Issue 9908.
43. Rodseth, A., 2000. *Open economy macroeconomics*. s.l.:Cambridge University Press.
44. Šonje, A. A., Časni, A. Č. & Vizek, M., 2012. Does Housing Wealth Affect Private Consumption in European Post-transition Countries? Evidence from Linear and Threshold Models. *Post-communist Economies*, 24(1), pp. 73-85.
45. Tica, J., 2020. *Makroekonomija II*. Zagreb: Ekonomski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.
46. Tica, J., Globan, T. & Arčabić, V., 2017. Efikasnost monetarne politike u uvjetima financijske globaliziranosti. *EFZG working paper series*, pp. 1-17.
47. Tica, J. & Nazifovski, L., 2012. Utjecaj tečajne politike na ekonomsku aktivnost u visoko zaduženoj zemlji. *EFZG working paper series*, (02), pp. 1-17.

48. Tica, J. & Rosan, M., 2014. Determinants of the consumption function in Croatia. *EFZG working paper series*, pp. 1-18.
49. Venkatesh, H. & Hiremath, G. S., 2021. *The Impact of Foreign Currency Exposure on Economic Growth*. Mumbai, Indira Gandhi Institute of Development Research.
50. Zettelmeyer, J. & Jeanne, O. D., 2002. Original Sin, Balance Sheet Crises, and the Roles of International Lending. *IMF Working Papers 2002/234*.



## **POPIS TABLICA**

Tablica 1. Prikaz odabranih nezavisnih varijabli u modelu .....	34
Tablica 2. Deskriptivna statistika zavisne varijable .....	38
Tablica 3. Deskriptivna statistika nezavisnih varijabli .....	39
Tablica 4. Rezultati panel analize .....	41
Tablica 5. Prikaz fiksnih efekata pojedine zemlje .....	45
Tablica 6. Utjecaj tečajne izloženosti na potrošnju po kategoriji zemlje.....	47
Tablica 7. F test .....	48
Tablica 8. Breusch-Pagan test .....	48
Tablica 9. Hausmanov test .....	49
Tablica 10. Breusch-Godfrey/Wooldridge test autokorelacije .....	49
Tablica 11. Breusch-Pagan test heteroskedastičnosti.....	50
Tablica 12. Testiranje multikolinearnosti pomoću VIF pokazatelja .....	51

## **POPIS GRAFIKONA**

Grafikon 1. Mundell-Fleming-Tobin model .....	10
Grafikon 2. Kretanje prosječne vrijednosti udjela obaveza u stranoj valuti u BDP-u po kategorijama zemalja, 1990.-2017. (%).....	37

## **ŽIVOTOPIS STUDENTICE**

Anamarija Papoči rođena je 26. rujna 1999.godine. Osnovnu i srednju školu, smjer Opća gimnazija, završila je u Zagrebu. Tijekom srednjoškolskih dana više puta je volontirala na Znanstvenom pikniku te sudjelovala u projektu Prirodoslovna lepeza. Ekonomski fakultet u Zagrebu, smjer Ekonomija, upisuje 2018.godine. U travnju 2023.godine zapošljava se u Hrvatskoj poštanskoj banci na Odjelu na sprječavanje pranje novca i financiranje terorizma kao student u administraciji. U kolovozu iste godine prelazi u tvrtku Stada d.o.o. gdje obavlja administracijske i računovodstvene poslove kao student. Aktivno se služi engleskim jezikom te pasivno njemačkim jezikom. Posjeduje osnovno znanje za rad u programima R i Sage.

## PRILOZI

### Prilog 1. Popis zemalja po kategorijama

	Zemlja	Kategorija
1.	Australija	RAZV_flex
2.	Kanada	RAZV_flex
3.	Čile	NERAZV_flex
4.	Kolumbija	NERAZV_flex
5.	Češka	NERAZV_flex
6.	Danska	RAZV_fix
7.	Egipat	NERAZV_fix
8.	Finska	RAZV_flex
9.	Izrael	NERAZV_flex
10.	Italija	RAZV_flex
11.	Japan	RAZV_flex
12.	Malezija	NERAZV_flex
13.	Maroko	NERAZV_fix
14.	Nizozemska	RAZV_flex
15.	Novi Zeland	RAZV_flex
16.	Norveška	RAZV_flex
17.	Pakistan	NERAZV_flex
18.	Peru	NERAZV_flex
19.	Filipini	NERAZV_fix
20.	Poljska	NERAZV_flex
21.	Portugal	RAZV_flex
22.	Švedska	RAZV_flex
23.	Švicarska	RAZV_fix
24.	Tajland	NERAZV_flex

## Prilog 2. Prikaz ispisa deskriptivne statistike zavisne varijable

```
> summary(potrosnja)
```

```
      y
Min.   :   92.8
1st Qu.:  489.0
Median : 1369.5
Mean    :26304.9
3rd Qu.: 3699.4
Max.    :696973.0
```

## Prilog 3. Prikaz ispisa deskriptivne statistike nezavisnih varijabli

```
> summary(X)
```

neto_place	I_dv. BDP	I_sv. BDP	O_dv. BDP
Min. : 118.2	Min. : 0.0	Min. : 4.7	Min. : 0.1
1st Qu.: 641.2	1st Qu.: 0.2	1st Qu.: 36.7	1st Qu.: 31.6
Median : 1587.6	Median : 3.1	Median : 55.6	Median : 55.4
Mean : 34674.6	Mean : 33.8	Mean :109.6	Mean : 94.5
3rd Qu.: 5055.4	3rd Qu.: 18.0	3rd Qu.:123.1	3rd Qu.: 82.9
Max. :772663.7	Max. :526.6	Max. :683.9	Max. :947.6

O_sv. BDP	r	hpi
Min. : 7.8	Min. : -12.9	Min. : 31.7
1st Qu.: 31.4	1st Qu.: 2.1	1st Qu.: 66.1
Median : 46.2	Median : 3.7	Median : 94.4
Mean : 62.5	Mean : 4.9	Mean : 89.2
3rd Qu.: 81.4	3rd Qu.: 6.3	3rd Qu.:104.8
Max. :256.3	Max. : 41.7	Max. :173.3

## Prilog 4. Prikaz ispisa združenog modela

```
> summary(model_ZR)
Pooling Model

Call:
plm(formula = log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP +
     o_dv.BDP + o_sv.BDP + I(bin_RAZV_fix * o_sv.BDP) + I(bin_RAZV_flex *
     o_sv.BDP) + I(bin_NERAZV_fix * o_sv.BDP) + r + hpi, data = podaci,
     model = "pooling")

Unbalanced Panel: n = 24, T = 1-28, N = 320

Residuals:
    Min.   1st Qu.   Median     3rd Qu.    Max.
-3.763909 -0.715744  0.062829  0.679888  2.758235

Coefficients:
                Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
(Intercept)      5.2406e+00  5.7029e-01  9.1893 < 2.2e-16 ***
neto_place       1.2054e-05  5.8145e-07 20.7312 < 2.2e-16 ***
I_dv.BDP        1.3275e-02  3.2633e-03  4.0680 6.025e-05 ***
I_sv.BDP        4.2311e+00  6.4748e-01  6.5347 2.627e-10 ***
O_dv.BDP       -7.8340e-03  1.8947e-03 -4.1348 4.583e-05 ***
O_sv.BDP       -1.4496e+00  5.0302e-01 -2.8819  0.00423 **
I(bin_RAZV_fix * o_sv.BDP) -1.3983e+00  6.6585e-01 -2.1000  0.03654 *
I(bin_RAZV_flex * o_sv.BDP)  1.7713e+00  2.8727e-01  6.1659 2.189e-09 ***
I(bin_NERAZV_fix * o_sv.BDP)  2.5092e-01  3.2190e-01  0.7795  0.43629
r                -6.7248e-03  1.0370e-02 -0.6485  0.51714
hpi              -1.2373e-02  2.4586e-03 -5.0323 8.242e-07 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 1259.9
Residual Sum of Squares: 375.77
R-Squared: 0.70174
Adj. R-Squared: 0.69209
F-statistic: 72.7025 on 10 and 309 DF, p-value: < 2.22e-16
```

## Prilog 5. Prikaz ispisa modela sa fiksnim efektima

```
> summary(model_FE)
oneway (individual) effect within Model

Call:
plm(formula = log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP +
      O_dv.BDP + O_sv.BDP + I(bin_RAZV_fix * O_sv.BDP) + I(bin_RAZV_flex *
      O_sv.BDP) + I(bin_NERAZV_fix * O_sv.BDP) + r + hpi, data = podaci,
      model = "within")

Unbalanced Panel: n = 24, T = 1-28, N = 320

Residuals:
      Min.      1st Qu.      Median      3rd Qu.      Max.
-0.4042155 -0.0753637 -0.0032132  0.0751168  0.2921804

Coefficients:
                Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
neto_place      3.4704e-06  6.3790e-07  5.4403 1.143e-07 ***
I_dv.BDP       -3.4697e-03  7.2880e-04 -4.7608 3.068e-06 ***
I_sv.BDP       -3.2798e-01  1.6821e-01 -1.9498 0.0521722 .
O_dv.BDP       2.4056e-03  4.3603e-04  5.5171 7.721e-08 ***
O_sv.BDP       -4.3656e-01  9.9078e-02 -4.4062 1.489e-05 ***
I(bin_RAZV_fix * O_sv.BDP) -8.9970e-01  1.2350e-01 -7.2852 3.138e-12 ***
I(bin_RAZV_flex * O_sv.BDP) -2.6482e-02  6.6780e-02 -0.3966 0.6919889
I(bin_NERAZV_fix * O_sv.BDP) -8.4343e-03  1.2356e-01 -0.0683 0.9456256
r               -6.1810e-03  1.8205e-03 -3.3952 0.0007828 ***
hpi             3.5636e-03  4.4072e-04  8.0859 1.762e-14 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    13.907
Residual Sum of Squares: 5.0488
R-Squared:              0.63696
Adj. R-Squared:         0.59507
F-statistic: 50.1796 on 10 and 286 DF, p-value: < 2.22e-16
```

## Prilog 6. Prikaz ispisa modela sa slučajnim efektima

```
> summary(model_SE)
Oneway (individual) effect Random Effect Model
(Swamy-Arora's transformation)

Call:
plm(formula = log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP +
      O_dv.BDP + O_sv.BDP + I(bin_RAZV_fix * O_sv.BDP) + I(bin_RAZV_flex *
      O_sv.BDP) + I(bin_NERAZV_fix * O_sv.BDP) + r + hpi, data = podaci,
      model = "random")

Unbalanced Panel: n = 24, T = 1-28, N = 320

Effects:
              var std.dev share
idiosyncratic 0.01765 0.13286 0.011
individual    1.61449 1.27062 0.989
theta:
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.
0.8960 0.9710  0.9746  0.9727 0.9791  0.9802

Residuals:
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.
-0.37552 -0.09095 -0.00755  0.00196  0.09467  0.41975

Coefficients:
              Estimate Std. Error z-value Pr(>|z|)
(Intercept)   7.4458e+00  3.0374e-01 24.5133 < 2.2e-16 ***
neto_place    4.4920e-06  6.0673e-07  7.4035 1.326e-13 ***
I_dv.BDP     -3.4614e-03  7.5638e-04 -4.5763 4.733e-06 ***
I_sv.BDP     -3.9284e-01  1.7265e-01 -2.2753 0.022889 *
O_dv.BDP     2.3779e-03  4.5255e-04  5.2544 1.485e-07 ***
O_sv.BDP     -4.0052e-01  1.0246e-01 -3.9090 9.268e-05 ***
I(bin_RAZV_fix * O_sv.BDP) -9.0056e-01  1.2826e-01 -7.0211 2.201e-12 ***
I(bin_RAZV_flex * O_sv.BDP) 2.5082e-03  6.9098e-02  0.0363 0.971044
I(bin_NERAZV_fix * O_sv.BDP) -1.1279e-02  1.2767e-01 -0.0883 0.929605
r             -5.7737e-03  1.8883e-03 -3.0577 0.002231 **
hpi           3.3749e-03  4.5502e-04  7.4170 1.198e-13 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 16.561
Residual Sum of Squares: 5.8933
R-Squared: 0.64431
Adj. R-Squared: 0.6328
Chisq: 489.274 on 10 DF, p-value: < 2.22e-16
```

### Prilog 7. Prikaz ispisa fiksnih efekata po pojedinoj zemlji iz istoimenog modela

```
> #ispis fiksnih efekata
> fixef(model_FE)
Australia      Canada      Chile      Colombia      Czechia      Denmark
  7.0488      7.2788     10.9458     10.8915      7.8643      7.2813
Egypt          Finland      Israel      Italy          Japan      Malaysia
  8.4328      4.9668      6.7350      7.1755     11.1247      5.4307
Morocco Netherlands New Zealand      Norway      Pakistan      Peru
  6.4446      5.8494      4.7766      7.7786      9.6946      5.9599
Philippines    Poland      Portugal      Sweden Switzerland Thailand
  9.4576      6.9629      4.8509      7.7783      5.8181      8.3947
```

### Prilog 8. Prikaz ispisa F-testa

```
> pFtest(model_FE,model_ZR)

      F test for individual effects

data:  log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP + O_dv.BDP + ...
F = 913.07, df1 = 23, df2 = 286, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
```

### Prilog 9. Prikaz ispisa Breusch-Paganovog testa

```
> #Breusch-Paganov test
> plmtest(model_SE,type="bp")

      Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan)

data:  log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP + O_dv.BDP + ...
chisq = 1132.7, df = 1, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
```

### Prilog 10. Prikaz ispisa Hausmanovog testa

```
> #Hausmanov test
> phtest(model_SE,model_FE)

      Hausman Test

data:  log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP + O_dv.BDP + ...
chisq = 25.913, df = 10, p-value = 0.003859
alternative hypothesis: one model is inconsistent
```



### Prilog 11. Prikaz ispisa Breusch-Godfrey/Wooldridge testa za autokorelaciju

```
> #Autokorelacija
> #Breusch-Godfrey/Wooldridge
> library(lmtest)
> pbgtest(model_FE)

Breusch-Godfrey/wooldridge test for serial correlation in panel models

data: log(potrosnja) ~ neto_place + I_dv.BDP + I_sv.BDP + O_dv.BDP + ...
chisq = 177.01, df = 1, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors
```

### Prilog 12. Prikaz ispisa Breusch-Paganovog testa heteroskedastičnosti

```
> #Heteroskedasticnost
> #Breusch-Paganov test
> bptest(model_FE, studentize=FALSE)

Breusch-Pagan test

data: model_FE
BP = 62.507, df = 10, p-value = 1.212e-09
```

### Prilog 13. Prikaz ispisa testiranja multikolinearnosti pomoću VIF pokazatelja

```
> #Multikolinearnost
> #VIF pokazatelj
> library(performance)
> check_collinearity(model_FE)
# Check for Multicollinearity

Low Correlation
```

	Term	VIF	VIF 95% CI	Increased SE	Tolerance	Tolerance 95% CI
	I_dv.BDP	2.40	[ 2.05, 2.87]	1.55	0.42	[0.35, 0.49]
	O_dv.BDP	2.22	[ 1.91, 2.64]	1.49	0.45	[0.38, 0.52]
	O_sv.BDP	1.14	[ 1.05, 1.37]	1.07	0.88	[0.73, 0.95]
	I(bin_RAZV_fix * O_sv.BDP)	1.03	[ 1.00, 2.52]	1.01	0.97	[0.40, 1.00]
	I(bin_RAZV_flex * O_sv.BDP)	1.26	[ 1.14, 1.48]	1.12	0.80	[0.68, 0.88]
	I(bin_NERAZV_fix * O_sv.BDP)	1.05	[ 1.00, 1.54]	1.02	0.95	[0.65, 1.00]
	r	1.16	[ 1.07, 1.38]	1.08	0.86	[0.72, 0.93]
	hpi	1.18	[ 1.08, 1.39]	1.08	0.85	[0.72, 0.93]

```
High Correlation
```

	Term	VIF	VIF 95% CI	Increased SE	Tolerance	Tolerance 95% CI
	neto_place	28.76	[23.40, 35.39]	5.36	0.03	[0.03, 0.04]
	I_sv.BDP	27.30	[22.22, 33.60]	5.23	0.04	[0.03, 0.04]