

Бојан Башковић¹

Неживотно осигурање и економски раст: случај Босне и Херцеговине²

Non-Life Insurance and Economic Growth: the Case of Bosnia and Herzegovina

Резиме

Модели векторске ауторегресије са егзогеном промјенљивом често се користе у макроекономској анализи, а самим тим и у анализирању односа између неживотног осигурања и низа макроекономских параметара. Наведени модел у овом раду примјењен је за анализирање односа између раста економије и неживотног осигурања у случају Босне и Херцеговине. Векторска ауторегресија дала је резултате који су потврдили очекивање да неживотно осигурање има позитиван утицај на крајкорочни економски раст.

Кључне ријечи: премија неживотног осигурања, БДП, М2, модели векторске ауторегресије са егзогеном промјенљивом.

Summary

Vector autoregressive (VARX) models with exogenous variable are commonly used for macroeconomic analyses. They can also be used for examining the relation between non-life insurance and other macroeconomic parameters. This model has

¹ Централна банка Босне и Херцеговине, bojan.baskot@gmail.com

² Ставови у овом раду не представљају ставове Централне банке БиХ

been applied on examining the relation between non-life insurance and economic growth in the case of Bosnia and Herzegovina. The use of this methodology has confirmed the expectation that in the case of Bosnia and Herzegovina non-life insurance has positive impact on economic growth in the short-run.

Keywords: non-life insurance premiums, GDP, M2, vector autoregressive model with exogenous variable.

Увод

Босна и Херцеговина (БиХ) не убрја се у земље са развијеним финансијским тржиштем. Тржиште осигурања је као дио финансијског система и даље у развоју. На банкарски систем су значајно утицале крупне банкарске групације које послују у свјетским оквирима, што се одразило на нешто већи степен развоја овог дијела финансијског система.

Цјелокупан финансијски, односно макроекономски оквир пословања у БиХ има низ специфичности. Монетарно-макроекономско становиште придаје посебну пажњу БиХ, због чињенице да не постоји самостално вођење монетарне политике. Поред тога, и државна структура је сложена, што се у одређеној мјери одражава и на финансијски систем.

Однос између економског раста и осигурања у БиХ условљен је одређеним специфичностима. Прије свега, у БиХ је установљен систем валутног одбора (енгл. currency board). Поред тога, не постоји адекватна статистичка основа у смислу расположивости свих релевантних података. Рецимо, један од основних параметара који би требао бити укључен у полазни макроекономски модел јесте референтна каматна стопа. Нерасположивост овог податка за БиХ у адекватном временском року једна је од основних препрека приликом економских истраживања.

Исто тако, полазимо од претпоставке о великој зависности економског система БиХ у односу на Европску унију. Самим тим, претпоставља се висок ниво зависности финансијско-економског система на егзогени удар изазван каматним стопама из Европске уније.

Систем валутног одбора отвара простор за висок ниво зависности од егзогених шокова. Сагледавање тих утицаја у контексту модела векторске ауторегресије подразумемијева употребу модела векторске ауторегресије са егзогеном промјенљивом (VARX).

Модели векторске ауторегресије (VAR) (енгл. vector autoregressive), омогућавају апстраховање система уз контролисање дефинисаног броја промјенљивих и сагледавање цијелог спектра њихових међусобних утицаја, уз поштовање динамичке природе посматраних догађаја.

Питање позитивног утицаја развоја осигурања на економски раст, и обрнуто, је актуелно у савременој економији. Међутим, везе између економског раста и премија осигурања, како животног, тако и неживотног, нису истраживане у контексту БиХ, а нарочито у вези са моделима векторске ауторегресије.

Преглед литературе

Постоји много радова који се баве односима између осигурања и економског раста. Неријетко се користе пенетрација осигурања или сам „интензитет” осигурања као промјенљиве које идентификују сам појам осигурања. Један од првих радова са том тематиком посматра временске серије за десет индустријских земаља у периоду 1970-1981, са закључком да постоји позитиван утицај економског раста на тражњу за производима осигурања (Beenstock, Dickinson, & Khajuria, 1986).

Има смисла испитати и утицај осигурања на економски раст, уколико знамо да постоји позитиван утицај економског раста на осигурање. У том смислу, важно је истраживање које се бавило утицајем осигурања на економски раст у 23 земље чланице ОЕCD-а. Овом студијом је обухваћен временски период од 1990. до 2011. године и кориштен је статички панел модел (Zouhaier, 2014).

Као што видимо, ови истраживачи су се бавили развијеним земљама. Земље Западног Балкана по степену свог развоја финансијског тржишта, а самим тим и развоја тржишта осигурања, могу бити сврстане у земље у развоју. Наравно, овдје постоји више параметара који могу бити кориштени приликом оваквог вида категоризације. Међутим, дубина финансијског тржишта нас доводи у категорију земаља чија су тржишта у повоју. Уколико говоримо о тржишту осигурања, тада апсолутна доминација обавезног ауто-осигурања довољно говори о укупној развијености самог тржишта.

Предност коју развијене државе имају у виду расположивости адекватне основе цјелокупног економског система кроз развијен финансијски систем, неријетко остаје циљ који се тек мора остварити за земље на нижим степеном развоја. Апсурд је у томе што управо финансијски систем представља јасан предуслов за укупан развој. Дакле, у питању је повезаност која ка укупном путу развоја пружа значајан синергијски ефекат (Плић, 2012).

На примјеру Македоније могу се уочити одређени кључни потези који морају бити дефинисани ка развоју тржишта осигурања. Прије свега, релевантне установе морају да буду оспособљене за снажно тржиште осигурања. Цјелокупна свијест о управљању ризиком као концепција која се примјењује у свакодневном дјеловању, мора бити на одговарајућем нивоу.

Поред тога, план рада на развоју нових производа и нових канала дистрибуције мора бити јасно дефинисан (Kjosevski, 2011).

За саму анализу можемо пронаћи примјере кориштења различитих методолошких приступа. Оутервил (Outreville, 1990) је примијенио анализу са једноставним регресионим моделима (једноставни регресиони модел базиран на моделу најмањих квадрата одступања) за сваку поједину земљу. Дакле, није примјењиван панел регресиони модел, што изгледа као природнији избор уколико посматрамо више појединих случајева, а доносимо закључак о једној карактеристици која мање или више важи за све појединачне случајеве.

Анализа односа економског раста и осигурања може се поставити у контексту Гранџерове узрочности (granger-causality). У том смислу, постоје радови који доказују позитиван утицај развоја осигурања на раст реалне економије (Abdul & Fiador, 2014).

Одговор на питање односа осигурања и раста може се дати и у контексту Соловљевог модела (Solow, 1956). За ово истраживање важни су они примјери који се баве земљама у развоју (Olayungbo & Akinlo, 2016).

Подаци кориштени у анализи

БиХ се може категоризовати као мала, отворена економија, која нема могућност вођења аутономне монетарне политике. Исто тако, постоји висока зависност од кретања у ЕУ. Главни трговински партнери (изузев Србије) углавном су земље чланице ЕУ. Поред тога, дознаке су важан фактор за економију БиХ (Baskot, 2016), а већи дио дознака долази од дијаспоре из ЕУ. Важан утицај у скоријој прошлости оставиле су поплаве из 2014. године.

У анализи смо користили кварталне податке, односно податке расположиве у интервалу 2005Q1-2014Q4. Квантитет који је повезан са аутпутотом је БДП (брutto друштвени производ) дефинисан на кварталном нивоу. Прецизније, узели смо логаритме наведених вриједности. Даље, БДП је одређен на бази потрошње за период од 2008. до 2013. године. Подаци које је објавила Агенција за статистику Босне и Херцеговине су кориговани на основу података везаних за платни биланс које је прикупила Централна банка. БДП дефинисан на основу потрошње расположив је на годишњем нивоу за период 2004-2007. За период 2000-2003, БДП одређен на основу производње је послужио као основа за одређивање временске серије адекватне дужине. Подаци везани за БДП су десезонирани (Baskot, 2016). Серија је конструисана на основу расположивих извора Централне банке. Вршена су одређена прилагођавања фреквенција за временски период од 2004. од 2007. (*delogGDP*).

Користимо и кварталне податке о каматним стопама у ЕУ (eurates). Узете су каматне стопе на зајмове нефинансијским субјектима. Узимајући ову каматну стопу затварамо могућност која се може појавити усљед чињенице да је ЕУРИБОР конвергирао ка нули³ (Baskot, 2016). Ови подаци нису сезонски прилагођени.

Количина новца у оптицају је расположива из званичних података које објављује Централна банка. Слично као са БДП-ом, и овдје користимо логаритме расположивих вриједности. Дакле, имамо податке за М2 у периоду 2005Q1-2014Q4. М2 је неријетко солидан показатељ за одређена предвиђања везана за инфлацију (Baskot, 2016).

Табела 1.

Дескриптивна статистика за све контролисане промјенљиве

Промјенљива	Аритметичка средина	Стандардна девијација	Минимум	Максимум
Укупна премија за неживотно осигурање (извршено је сезонско и прилагођавање фреквенције)	9.62e+07	1.19e+07	6.78e+07	1.15e+08
БДП (сезонски прилагођено у хиљадама)	6266365	833704.6	4086963	7271069
М2 (сезонски прилагођено у хиљадама)	12564.39	2777.348	6871.367	17105.6
Каматне стопе у ЕУ	.0253125	.0151267	.003	.0525

Извор: анализа аутора

Дескриптивна статистика промјенљивих кориштених у овој анализи представљена је у табели 1.

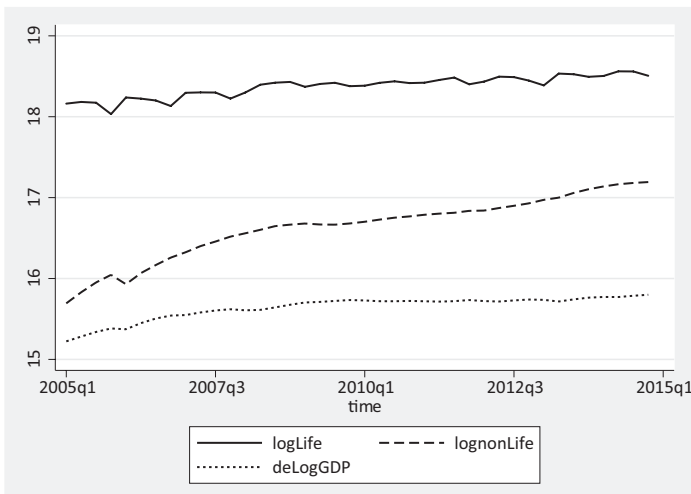
Напомињемо да немамо на располагању референтну каматну стопу за довољно дугачак временски период. Методологија коју предлаже Међународни монетарни фонд (ММФ) приликом конструисања референтне каматне стопе примјењује се од 2012. године. У том смислу, не контролише се директно промјенљива која се односи на цијену капитала у БиХ, али се контролише цијена капитала у ЕУ као егзогена промјенљива. Овакав приступ би могао имати своје оправдање у чињеници да БиХ није самостална у вођењу монетарне политике.

Долазимо до осигурања, односно промјенљиве која се односи на параметар неживотног осигурања. На располагању је укупна премија на годишњем нивоу за период 2005-2014. Да бисмо имали адекватну временску серију која је потребна за ову анализу, односно кварталне податке, мора се извршити одређено сезонско прилагођавање, као и прилагођавање фреквенције.

³ Тзв. проблем „zero lower bound”

Постоји више могућих приступа прилагођавању фреквенције. У овом случају, примијенили смо методу која има основу у регресионим моделима, односно метод који су увели Чоу-Лини, Фернандез и Литерман (Chow-Lin, Fernandez & Litterman). У суштини, примјењује се генерализовани регресиони метод најмањих квадрата одступања (GLS - generalized least squares regression) на податке на годишњем нивоу (Sax & Steiner, 2013).

Конечно, као промјенљива која уводи осигурање у посматрани модел, користи се логаритамска вриједност добијене кварталне временске серије (*logLife*). Приказ премија како животног, тако и неживотног осигурања у односу на БДП (*deLogGDP*), можемо видјети на графикону 1.



Графикон 1. Укупна премија за животно и неживотно осигурање и БДП.
Извор: анализа аутора

Појаснимо детаљније сам процес десезонирања. Поједини подаци су били објављени од стране овлашћених институција као десезонирани, те се у самој анализи није улазило у методолошка рјешења за сезонска прилагођавања тог дијела података. Што се тиче нашег сезонског прилагођавања, разматрана је употреба једног од два општа приступа. Прво смо десезонирање извели експоненцијалном методом са грешкама које се додају (Прилог Б). Међутим, метод који интегрише ауторегресије и помичне просјеке (ARIMA - autoregressive integrated moving average) даје сврсисходније резултате, односно овај метод је одабран као адекватан у складу са алгоритмом који су представили Хиндман и Кандакар (Hyndman & Khandakar, 2008). Овај алгоритам, могло би се рећи, представља комбинацију употребе теста јединичног коријена и Акаикевог информационог критеријума (Akaike information criterion - AIC), те је пресудио да се употреби модел ARIMA.

Овај алгоритам одређује и који конкретан облик модела ARIMA, у смислу адекватног односа ауторегресионог дијела и оног дијела који се односи на помичне просјеке (Baskot, 2016).

Методологија

Модел векторске ауторегресије у суштини истовремено посматра неколико временских серија. Овај приступ је погодан за анализу различитих сценарија (Ullah, Wan, & Chaturve, 2002), а првобитно га је представио Симс (Sims) као оквир за дефинисање монетарне политике (Sims, Macroeconomics and Reality, 1980).

Модел векторске ауторегресије је у суштини „изгледно невезана регресија” (енгл. *seemingly unrelated regressions*) (Greene, 2002). Уопштено говорећи, ови модели су настали као одговор на потребу да се дефинишу одређене прогностичке методе које подразумевају мање системе једначина који су по својој природи мање структурирани. Кејнзијанска парадигма је 70-их година 20. вијека заказала у смислу адекватног предвиђања незапослености и инфлације, те се отворио простор за овакву врсту метода.

Ови модели могу успјешно да се користе за установљење Гранџерове каузалности (Granger), што даље омогућава анализу ефеката одређених политика на бази односа „побуда-одговор” (Greene, 2002).

Калдара и Кемпс (Caldara and Kamps) су анализирали утицај пореске политике (2008, стр. 28). У свом раду показали су да различите методологије показују различите ефекте на одређене компоненте БДП.

Пођимо од једноставног модела векторске ауторегресије са двије промјенљиве:

$$\begin{aligned} y_t + b_{12}z_t &= b_{10} + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{y_t} \\ z_t + b_{21}y_t &= b_{20} + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{z_t} \end{aligned} \quad (1)$$

У систему како је дефинисан у релацији промјенљиве z и y утичу једна на другу. Исто тако, $\text{var}(\varepsilon_{y_t}) = \sigma_y^2$, $\text{var}(\varepsilon_{z_t}) = \sigma_z^2$ и $\text{cov}(\varepsilon_{y_t}, \varepsilon_{z_t}) = 0$ - са овим у суштини кажемо да је стохастички дио „дијели шум” (потпуно случајан и непредвидив, и без било ког степена корелације како у времену, тако и међу посебним елементима).

Ако посматрамо релацију, можемо видјети да је то систем једначина који није редуован. Дакле, можемо записати:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{y_t} \\ \varepsilon_{z_t} \end{bmatrix}$$

Исто тако, можемо записати:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Односно, релација се може записати у виду матрица:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

Ако помножимо релацију са B^{-1} , тада добијамо VAR модел у стандардној (редукованој) форми:

$$x_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \tag{3}$$

Можемо записати:

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; A_1 = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix};$$

$$e_t = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Због тога што имамо $A = \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix}$, тада важи $A^{-1} = (ad - bc)^{-1} \begin{bmatrix} d & -b \\ -c & a \end{bmatrix}$.

Даље, у складу са тим имамо релацију:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \tag{4}$$

Ако ставимо $A_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix}$, $A_1 = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ и $e_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$, тада релацију може-

мо написати на следећи начин:

$$\begin{aligned} y_t &= a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \\ z_t &= a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \end{aligned} \tag{5}$$

Два шока су повезана одговарајућим стохастичким елементима:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Можемо исту везу написати у матричној форми, те добијамо:

$$e_t = B^{-1} \varepsilon_t \quad (6)$$

гдје нам је:

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} = (1 - b_{12}b_{21})^{-1} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} & \frac{-b_{12}}{1 - b_{12}b_{21}} \\ \frac{-b_{21}}{1 - b_{12}b_{21}} & \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \end{bmatrix}$$

и

$$e_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} & \frac{-b_{12}}{1 - b_{12}b_{21}} \\ \frac{-b_{21}}{1 - b_{12}b_{21}} & \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}}{1 - b_{12}b_{21}} \\ \frac{-b_{21}\varepsilon_{yt} + \varepsilon_{zt}}{1 - b_{12}b_{21}} \end{bmatrix}$$

У том смислу можемо записати:

$$\text{var}(e_{1t}) = E \left(\frac{\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}}{1 - b_{12}b_{21}} \right)^2 = \frac{\sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_z^2}{(1 - b_{12}b_{21})^2}$$

$$\text{var}(e_{2t}) = E \left(\frac{-b_{21}\varepsilon_{yt} + \varepsilon_{zt}}{1 - b_{12}b_{21}} \right)^2 = \frac{b_{21}^2\sigma_y^2 + \sigma_z^2}{(1 - b_{12}b_{21})^2}$$

$$\text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) = E \left[\left(\frac{\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}}{1 - b_{12}b_{21}} \right) \left(\frac{-b_{21}\varepsilon_{yt} + \varepsilon_{zt}}{1 - b_{12}b_{21}} \right) \right] = - \frac{b_{21}\sigma_y^2 + b_{12}\sigma_z^2}{(1 - b_{12}b_{21})^2}$$

Дакле, можемо добити матрицу варијанси и коваријанси:

$$\begin{vmatrix} \text{var}(e_{1t}) & \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) & \text{var}(e_{2t}) \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{vmatrix} \quad (7)$$

Можемо примијенити исту логику и на процес $AR(1)$ (ауторегресиони процес са једним временским помаком). Кренимо од релације и кренимо „уназад”. Тада можемо написати као слиједи:

$$\begin{aligned}
 x_t &= A_0 + A_1(A_0 + A_1x_{t-2} + e_{t-1}) + e_t \\
 x_t &= (I + A_1)A_0 + A_1^2x_{t-2} + A_1e_{t-1} + e_t \\
 &\dots \\
 x_t &= (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^n)A_0 + A_1^{n+1}x_{t+n-1} + \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i}
 \end{aligned} \tag{8}$$

У релацији претпостављамо стационарност. Процес $AR(1)$ је стационаран ако је $\phi > 1$, а и овдје је слична ситуација. Дакле, релација конвергира ако A_1^n тежи ка нули, када n тежи ка нули. У случају модела векторске ауторегресије са двије промјенљиве, може се показати да ово важи уколико $(I - a_{11}L)(I - a_{22}L) - (a_{12}a_{22}L^2)$.

У структуралном моделу векторске ауторегресије имамо 10 параметара (имамо 4 b s и 4 γ s и двије варијансе случајне грешке). Дакле,

$$\begin{aligned}
 y_t &= b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\
 z_t &= b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}
 \end{aligned}$$

У редукованом моделу векторске ауторегресије можемо оцијенити 9 параметара (6 \hat{a} параметара и варијансе и коваријансе случајне грешке):

$$\begin{aligned}
 y_t &= a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{yt} \\
 z_t &= a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{zt}
 \end{aligned}$$

Овај проблем можемо превазићи тако што ћемо увести одређене рестрикције. Претпоставимо да у нема директан утицај на z , те тада имамо $b_{21} = 0$. Овдје морамо имати на уму да морамо имати $(N^2 - N) / 2$ рестрикција. Модел векторске ауторегресије постаје рекурзиван, те добијамо:

$$\begin{aligned}
 y_t &= b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\
 z_t &= b_{20} + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}
 \end{aligned} \tag{9}$$

Дакле, матрица B више није $\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}$, већ постаје $\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$. Самим тим имамо $B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$.

Можемо записати:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Односно

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} - b_{12}b_{20} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21} & \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{y_t} - b_{12}\varepsilon_{z_t} \\ \varepsilon_{z_t} \end{bmatrix}$$

Сада настаје ситуација у којој z има ефекат у кратком року y , али не важи обрнуто (то се види на основу израза $-b_{12}\varepsilon_{z_t}$ у претходно наведеној релацији).

Сада имамо следећи модел:

$$\begin{aligned} y_t &= a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{y_t} \\ z_t &= a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{z_t} \end{aligned} \tag{10}$$

Код модела векторске ауторегресије имамо ситуацију да када имамо n промјенљивих, тада је матрица B димензија $n \times n$. Елементи на дијагонали матрице B су једнаки јединици, па имамо $n \times n - n$. Исто тако имамо n варијанси ε . Дакле, постоји $n \times n - n + n = n^2$ непознатих.

Стога се мора извести декомпозиција Чолеског (Cholesky decomposition). Овдје смо представили модел векторске ауторегресије са двије промјенљиве. Исти поступак се може проширити на случај модела који укључује n промјенљивих.

Када уводимо одређену рестрикцију, тада дефинишемо структурални модел векторске ауторегресије. У претходном случају имали смо „основни” модел, који све варијабле третира као заједнички ендогене (Dizaji & Van Bergeijk, 2013).

Овдје долазимо до узрочно-посљедичних веза које се третирају у оквиру ових модела. У оквиру модела векторске ауторегресије имамо појам Гранџерове узрочности (Granger). Овај концепт каузалности се базира на испитивању веза између економетријских модела у контексту спектралне и парцијално-спектралне анализе (Granger, 1969). Овај приступ има исходиште у раду Вајнера (Weiner 1956).

Даље је могуће релативно једноставно проширити модел на више промјенљивих.

Претпоставља се да модел векторске ауторегресије може бити представљен кроз следећу структуралну форму:

$$G(L)y_t = e_t \tag{11}$$

У релацији, $G(L)$ је матрица полинома, са оператором помака $(L)y_t$ што је у основи вектор димензија $n \times 1$. Вектор који стоји за стохастички дио је

e_t , односно онај вектор који стоји за грешке димензија $n \times 1$ (Kim & Roubini, 2000). Можемо записати сљедећи редуковани облик:

$$y_t = B(L)y_t + u_t \quad (12)$$

У релацији $B(L)$ је матрица полинома (без дијелова који се односе на константне) оператором временског помака L и $\text{var}(u_t) = \Sigma$.

Сљедећи корак је да уведемо егзогену промјенљиву:

$$y_t = a_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + \dots + B_q X_{t-q} + U_t \quad (13)$$

У релацији сама егзогена промјенљива X_t може бити посматрана у оквиру модела векторске ауторегресије, односно може се записати како сlijеди:

$$X_t = c_0 + C_1 X_{t-1} + \dots + C_r X_{t-r} + V_t \quad (14)$$

Конечно, можемо записати редуковани облик модела векторске ауторегресије (VARX):

$$y_t = a_0 + B_0 c_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B_0 (C_1 X_{t-1} + \dots + C_r X_{t-r}) + B_1 X_{t-1} + \dots + B_q X_{t-q} + U_t + B_0 V_t \quad (15)$$

Резултати

У једноставном регресионом моделу, зависна варијабла је логоритамска вриједност укупних премија за неживотна осигурања за БиХ. Независне промјенљиве су БДП, М2 и каматне стопе у ЕУ.

$$\log nonLife = \beta_0 + \beta_1 \text{deLogGDP} + \beta_2 \log M2 + \beta_3 \text{eurates} \quad (16)$$

Коефицијенти у табели 2 показују да не постоји статистички значајан коефицијент регресије који се односи на логоритамску вриједност БДП-а као независну промјенљиву. Дакле, нема довољно доказа да можемо тврдити да је та независна промјенљива статистички значајна у „објашњавању” зависне промјенљиве. М2 и каматне стопе у ЕУ, са друге стране, имају коефицијенте који су статистички значајни и могу се интерпретирати у контексту еластичности (будући да користимо логаритамске вриједности).

Табела 2.

Резултати једноставног регресионог модела (минимизирање квадрата одступања) за случај где је логаритамска вриједност укупне премије неживотино осигурања представљена као зависна промјенљива, а логаритамске вриједности БДП-а и М2, те каматна стопа у ЕУ као независне промјенљиве

лог. вријед. премије неживотног осиг.	коэф. регресије	станд. грешка ⁴	t	P> t	95% интервал поузданости	
лог. вријед. БДП-а	.0903503	.1386114	0.65	0.519	-.1907667	.3714672
лог. вријед. М2	1.444323	.0743611	19.42	0.000	1.293512	1.595134
каматне стопе у ЕУ	-2.307637	.3323982	-6.94	0.000	-2.981772	-1.633502
константа	1.686098	1.591352	1.06	0.296	-1.541313	4.913509
$R^2 = 0.9926$		$\sqrt{MSE} = 0.03498$		Вјероватноћа > F = 0.0000		

(Извор: анализа аутора)

Погледајмо сада случај када су исте контролисане промјенљиве али када је БДП зависна промјенљива:

$$\text{deLogGDP} = \beta_0 + \beta_1 \log \text{nonLife} + \beta_2 \log \text{M2} + \beta_3 \text{eurates} \quad (17)$$

Табела 3 (релација) исто садржи резултате који не дају доказ да неживотно осигурање није статистички значајно у индуковању раста БДП-а.

Табела 3.

Резултати једноставног регресионог модела (минимизирање квадрата одступања) за случај где је логаритамска вриједност БДП-а представљена као зависна промјенљива, а логаритамске вриједности укупне премије неживотино осигурања и М2, те каматна стопа у ЕУ као независне промјенљиве

лог. вријед. БДП-а	коэф. регресије	станд. грешка ⁵	t	P> t	95% интервал поузданости	
лог. вријед. премије неживотног осиг.	.1196935	.1875335	0.64	0.527	-.260642	.500029
лог. вријед. М2	.4090644	.2678679	1.53	0.135	-.134197	.9523257
каматне стопе у ЕУ	.5483769	.7116707	0.77	0.446	-.8949581	1.991712
константа	9.786148	.7150979	13.69	0.000	8.335862	11.23643

(Извор: анализа аутора)

Једноставан регресиони модел (оба случаја) није дао потврду статистичке значајности односа раста и животног осигурања. Ријеч је о томе да оваква перцепција не узима у обзир цијели низ односа како у времену, тако и у простору између контролисаних промјенљивих.

Поставимо проблем у оквирима векторске ауторегресије. Дефинисати овако наведен проблем, када имамо низ специфичности као што је случај

⁴ Константна хетероскедастичност

⁵ Константна хетероскедастичност

са БиХ, није једноставан задатак. Најважнија рестрикција јесте та да су каматне стопе у ЕУ дефинисане као егзогене у односу на цјелокупан систем. То значи да каматне стопе ЕУ утичу на М2, премије животног осигурања и БДП, али наведене ендogene промјенљиве не утичу на наведену егзогену ни краткорочно ни дугорочно.

Ако поставимо ствари у контексту декомпозиције Чолески (Cholesky), тада можемо поставити ендogene промјенљиве у сљедећем распореду:

1. Премије неживотног осигурање (логоритам),
2. БДП (логоритам),
3. М2 (логоритам).

Каматне стопе у ЕУ су дефинисане као егзогене, што значи да ниједна од ендогених промјенљивих нема утицај на ову величину, што представља значајну рестрикцију. Економија БиХ по својој снази не може имати значајан утицај на кретање цијене капитала у ЕУ. Самим тим ниједан од ових параметара нема утицаја на камате у ЕУ, било тренутно било у неком од временских помака.

Наведени редосљед омогућава да у дугом року свака ендогена промјенљива утиче једна на другу. У кратком року, односно тренутно, рестрикције су уведене у смислу да премије неживотног осигурања имају утицај на БДП и М2, али да не важи обрнуто. Даље, БДП тренутно има утицај на М2, али не важи обрнуто. М2, као монетарни агрегат, треба одређено вријеме да оствари утицај на друге макроекономске параметре, те у кратком року ова величина нема утицај на остале ендogene промјенљиве. Ово важи и за земље које немају могућност вођења аутономне монетарне политике (Baskot, 2016).

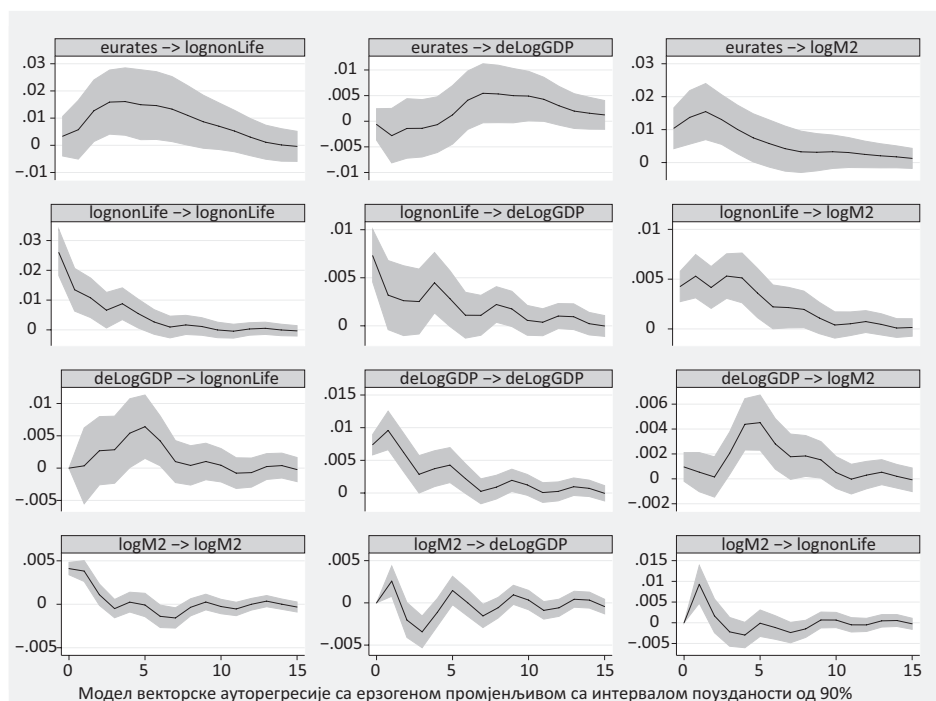
Сљедећи корак је одређивање оптималне дужине временског помака. Овдје се, стандардно, користи LR тест, али истовремено се користи и Акаикеов (Akaike) информациони критериј и FPE (final prediction error). Наведени избор потврђен је и Шварц-Бајесовим (Schwarz' Bayesian) и Ханан-Квиновим (Hannan&Quinn) информационам критеријумом. Сви наведени резултати су расположиви у табели 4 (Прилог А). Акаикеов информациони критеријум не зависи директно од величине узорка. Дакле, овај критеријум би требао бити узет као релевантан у нашем случају с обзиром на релативно кратку временску серију.

Уобичајена процедура подразумијева да се прикажу резултати везани за инверзне коријене ауторегресионог карактеристичног полинома оцијењеног модела векторске ауторегресије. У конкретном случају немамо основа да сумњамо у стационарност јер су сви коријени у оквиру јединичног круга. Наиме, цјелокупан закључак је да оцјене у оквиру посматраног VAR модела

задовољавају услов стабилности на основу својствене вриједности. На графикаону 3 дат је графички приказ наведених резултата (Прилог А).

Резултати Харке-Беровог теста нормалности приказани су у табели 5. Резултати LM (Lagrange-multiplier) теста представљени су у табели 6. Резултати који се тичу Гранџерове узрочности представљени су у табели 7.

Видимо да једино БДП од ендогених промјенљивих не узрокује у Гранџеровом оквиру премију за неживотно осигурање. Наравно, овдје је важно знати како оквир Гранџерове каузалности функционише: посматра се допринос могућности одређене једначине да предвиди поједину промјенљиву уколико нека друга бива изостављена из једначине.



Графикон 2. Графички прикази функција „побуда-одговор“ модела векторске ауторегресије са каматним стопама као егзогеном промјенљивом и логоритмима вриједности укупне премије неживотног осигурања, БДП-а и М2 као ендогеним промјенљивима. Извор: анализа аутора

Узели смо ниво поузданости од 90%, због ограничености дужине временских серија које су на располагању. Погледајмо сада приказе функција „побуда-одговор“ (графикон 2). Можемо извести сљедеће закључке:

- Поред констатације да егзогена промјенљива (каматне стопе у ЕУ) има благи позитиван утицај на премије животног осигурања, нећемо пре-

више говорити о утицају на остале ендogene промјенљиве, будући да то није предмет анализе (Baskot, 2016).

- Што се тиче утицаја премије животног осигурања (сектора животног осигурања) на раст БДП-а, *можемо констатирати да постоји позитиван крајкорочни утицај*, али није израженог интензитета, да би касније настао релативно брз процес стабилизације. Што се тиче утицаја исте промјенљиве на М2, постоји крајње благ утицај у кратком и средњем року.
- Са друге стране, изгледа да сектору неживотног осигурања треба више времена како би реаговао на позитиван импулс БДП-а. С обзиром на релативан „проблем” са статистичком значајношћу, уз утицај слабог интензитета који БДП има на премије неживотног осигурања, закључак да постоји позитивна веза у овом случају није изражајан и снажан.
- Однос између БДП-а и понуде новца (М2) нећемо детаљније коментарисати, будући да је то област монетарне економије. Ипак, може се закључити да постоји солидно позитиван утицај М2 на неживотно осигурање, што је сасвим очекивано.

Закључак

Модели векторске ауторегресије, који уважавају цијели низ двосмјерних веза између ендогених промјенљивих у овом истраживању дали су очекиване резултате, у смислу да постоји јасан позитиван утицај сектора неживотног осигурања на раст БДП-а (у кратком року). Интензитет утицаја у другом смјеру није тако изражен.

Егзогени удар, у виду каматне стопе у ЕУ, има позитиван утицај на сектор неживотног осигурања у дугом року. Потенцијални проблем у смислу не тако изражене негативне реакције БДП-а на овај шок, представља тематику која се разматра у контексту који је погоднији са становишта монетарно-макроекономских оквира.

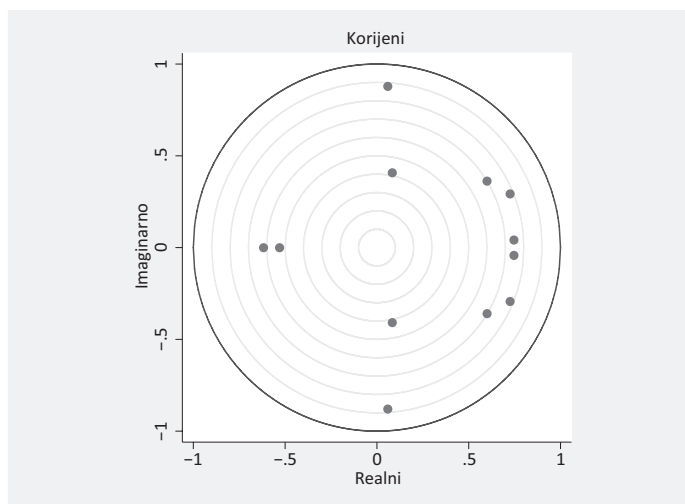
Не тако изражајна веза између М2 и осталих ендогених промјенљивих је донекле очекивана с обзиром на непостојање аутономне монетарне политике.

Литература

- Abdul, A. L., & Fiador, V. (2014). Insurance-growth nexus in Ghana: An autoregressive distributed lag bounds cointegration approach. *Review of Development Finance*, 4 (2), 83–96.

- Baskot, B. (2016, October). Exogenous Macroeconomic Shocks and Their Propagation in Bosnia and Herzegovina. *Bilateral Assistance and Capacity Building for Central Banks*. Geneva.
- Beenstock, M., Dickinson, G., & Khajuria, S. (1986). The Determination of Life Premiums: An International Cross-Section analysis 1970-1981. *Insurance, Mathematics and Economic*, 28, 261-270.
- Dizaji, F. S., & Van Bergeijk, P. A. (2013). Potential early phase success and ultimate failure of economic sanctions: A VAR approach with an application to Iran. *Journal of Peace Research*, 50 (6), 721-736.
- Granger, C. W. (1969, August). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37, 424-438.
- Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.
- Hyndman, R. J., & Khandakar, Y. (2008, July). Automatic Time Series Forecasting: The forecast Package for R. *Journal of Statistical Software*, 27(3).
- Ilić, M. (2012). An Analysis of The Relationship Between Insurance Sector Activity and Economic Growth. *An Enterprise Odyssey. International Conference Proceedings* (pp. 480-493). Zagreb: University of Zagreb, Faculty of Economics and Business.
- Kim, S., & Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics*, 561-585.
- Kjosevski, J. (2011). Impact of Insurance on Economic Growth: The Case of Republic of Macedonia. *European Journal of Bussines and Economics*, 44 (1), 34-39.
- Olayungbo, D. O., & Akinlo, A. E. (2016). Insurance penetration and economic growth in Africa: Dynamic effects analysis using Bayesian TVP-VAR approach. *Cogent Economics & Finance*, 4 (1).
- Outreville, J. Francois, The Relationship between Insurance Growth and Economic Development: 80 Empirical Papers for a Review of the Literature (July 14, 2011). ICER Working Paper No. 12/2011. Препузето са: SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1885401> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1885401>
- Sax, C., & Steiner, P. (2013, December). Temporal Disaggregation of Time Series. *The R Journal*, 5/2, 80-87.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 65-94.
- Ullah, A., Wan, A. T., & Chaturve, A. (2002). *Handbook Of Applied Econometrics And Statistical Inference*. Boca Raton: CRC Press.
- Zouhaier, H. (2014). Insurance and economic growth. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(12), 105-112.

Прилог А



Графикон 3. Приказ инверзног коријена. Извор: анализа аутора

Табела 4.

Критеријуми (тестирани) за одабир оптималног броја временских појака

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	229.598				1.3e-09	-11.9242	-11.786	-11.5323
1	314.861	170.53	9	0.000	2.2e-11	-16.0465	-15.7702	-15.2628
2	332.515	35.308	9	0.000	1.4e-11	-16.5143	-16.0999	-15.3388
3	352.798	40.567*	9	0.000	7.9e-12*	-17.1242*	-16.5717*	-15.5569*

Извор: анализа аутора

Табела 5.

Харке-Берв тест

Једначина	chi2	Степени слободe	P
Каматне стопе у ЕУ	276.644	2	0.00000
Премија неживотног осигурања (логоритам)	52.778	2	0.00000
БДП (логоритам)	3.878	2	0.14387
М2 (логоритам)	1.153	2	0.56178
Заједно	334.453	8	0.00000

Извор: анализа аутора

Табела 6.
LM тест

lag	chi2	df	Prob> chi2
1	26.7895	16	0.04388
2	20.1892	16	0.21182

Извор: анализа аутора

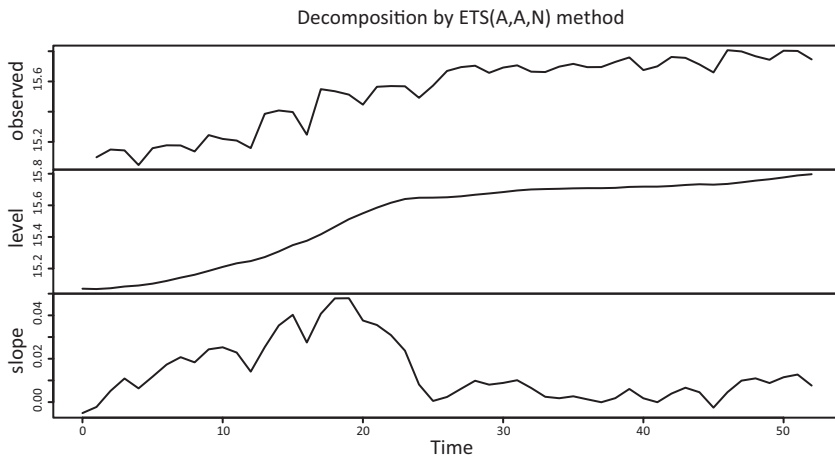
Табела 7.
Валдов тест Гранџерове узрочности

Equation	Excluded	chi2	df	Prob> chi2
logLife	eurates	9.9371	3	0.019
logLife	deLogGDP	2.135	3	0.545
logLife	logM2	13.594	3	0.004
logLife	СВИ	31.407	9	0.000
deLogGDP	eurates	14.768	3	0.002
deLogGDP	logLife	22.038	3	0.000
deLogGDP	logM2	15.977	3	0.001
deLogGDP	СВИ	41.085	9	0.000
logM2	eurates	20.114	3	0.000
logM2	logLife	16.482	3	0.001
logM2	deLogGDP	18.858	3	0.000
logM2	СВИ	50.145	9	0.000

Извор: анализа аутора

Прилог Б

Модел ARIMA не претпоставља хетероскедастичност. Супротно, експоненцијални метод не претпоставља хомоскедастичност. Експоненцијални модели исто тако претпостављају непостојање стационарности. Са друге стране, модели ARIMA претпостављају стационарност, и генерално су погоднији када је ријеч о сезонском прилагођавању.



Графикон 4. Декомпозиција. Извор: анализа аутора