

УПРАВЛЕНСКИ ФИНАНСОВ МОДЕЛ НА ЗАСТРАХОВАТЕЛЕН БРОКЕР В БЪЛГАРИЯ – МЕТОДИЧЕСКИ И ПРИЛОЖНИ АСПЕКТИ

Проф. д-р Андрей Захариев, a.zahariev@uni-svishtov.bg

Катедра „Финанси и кредит“

Стопанска академия „Д. А. Ценов“

Ас. д-р Стефан Станимиров Проданов, s.stanimirov@uni-svishtov.bg

Катедра „Финанси и кредит“

Стопанска академия „Д. А. Ценов“

Докт. Николай Здравков, D020218159@uni-svishtov.bg

Катедра „Финанси и кредит“

Стопанска академия „Д. А. Ценов“

Резюме: Обект на изследване са застрахователните брокери в България, а негов предмет е методическата рамка за изграждане на управленски финансов модел на застрахователен брокер в България. **Водещата теза в настоящето изследване се базира върху твърдението, че *оптималното финансово управление на брокерска компания в застрахователния сектор в България изисква изграждане на комплексен модел, основан на контрола на финансовата стойност на фирмата, който да позволява чрез прогнозиране на ползите и разходите да се сравнява атрактивността на различни бизнес линии, посредством което да се развият тези от тях, носещи най-голямо нарастване на стойността на компанията.*** Целта на разработката е да се обоснове методическа рамка за изграждане на комплексен управленски финансов модел, основан на контрола на финансовата стойност на фирмата, който да позволява чрез прогнозиране на ползите и разходите да се сравнява атрактивността на различни бизнес линии за развитие и експанзия. Фокусът е върху brutните премийни приходи от корпоративни застраховки и от ритейл брокеридж. В резултат на изследването се достига до генериране на прогнозни стойности за периода 2019-2023 година, като първо се прогнозираат екзогенните променливи, а на тяхна основа – главните целеви променливи. Изграденият модел има изключително висока описателна способност, като за историческия период двете криви – с реални отчетни данни и моделираната, практически съвпадат. На тази база прогнозната част може да се приеме за релевантна за целите на управленския финансов модел. До аналогични резултати се достига и при моделирането и прогнозирането на ритейл премиите, което е основа на печалбата на застрахователния брокер.

Ключови думи: застрахователен брокер, ритейл брокеридж, управленски финансов модел

JEL: C53, G22, G32

MANAGERIAL FINANCIAL MODEL OF AN INSURANCE BROKER IN BULGARIA - METHODOLOGICAL AND APPLIED ASPECTS**Prof. Andrey Zahariev, PhD a.zahariev@uni-svishtov.bg****Department of Finance and Credit****"D. A. Tsenov " Academy of Economics****Assist. Prof. Stefan Stanimirov Prodanov, PhD s.stanimirov@uni-svishtov.bg****Department of Finance and Credit****"D. A. Tsenov " Academy of Economics****Nikolay Zdravkov, PhD student D020218159@uni-svishtov.bg****Department of Finance and Credit****"D. A. Tsenov " Academy of Economics**

Abstract: The object of research are the insurance brokers in Bulgaria, and its subject is the methodological framework for building a management financial model of an insurance broker in Bulgaria. The leading thesis in the present study is based on the statement that the optimal financial management of a brokerage company in the insurance sector in Bulgaria requires the construction of a complex model based on the control of the financial value of the company, which allows to compare the attractiveness of various business lines, through which to develop those of them, bringing the greatest increase in the value of the company. The purpose of the development is to justify a methodological framework for building a comprehensive financial management model based on the control of the financial value of the company, which allows by forecasting the benefits and costs to compare the attractiveness of different business lines for development and expansion. The focus is on gross premium income from corporate insurance and retail brokerage. As a result of the research, forecast values for the period 2019-2023 are generated, first the exogenous variables are predicted, and on their basis - the main target variables. The constructed model has an extremely high descriptive ability - as for the historical period the two curves - with real reporting data and the modelled one - practically coincide. On this basis, the forecast part can be considered relevant for the purposes of the management financial model. Similar results are achieved in the modelling and forecasting of retail premiums, which is the basis of the insurance broker's profit.

Key words: Insurance broker, retail brokerage, management financial model**JEL: C53, G22, G32**

УПРАВЛЕНСКИ ФИНАНСОВ МОДЕЛ НА ЗАСТРАХОВАТЕЛЕН БРОКЕР В БЪЛГАРИЯ – МЕТОДИЧЕСКИ И ПРИЛОЖНИ АСПЕКТИ

Проф. д-р Андрей Захариев, a.zahariev@uni-svishtov.bg

Катедра „Финанси и кредит“

Стопанска академия „Д. А. Ценов“

Ас. д-р Стефан Станимиров Проданов, s.stanimirov@uni-svishtov.bg

Катедра „Финанси и кредит“

Стопанска академия „Д. А. Ценов“

Докт. Николай Здравков, D020218159@uni-svishtov.bg

Катедра „Финанси и кредит“

Стопанска академия „Д. А. Ценов“

За обект на изследване в настоящата статия определяме застрахователните брокери в България, а неин предмет, респ. методическата рамка за изграждане на управленски финансов модел на застрахователен брокер в България. Водещата теза в настоящето изследване се базира върху твърдението, че *оптималното финансово управление на брокерска компания в застрахователния сектор в България изисква изграждане на комплексен модел, основан на контрола на финансовата стойност на фирмата, който да позволява чрез прогнозиране на ползите и разходите да се сравнява атрактивността на различни бизнес линии, посредством което да се развият тези от тях, носещи най-голямо нарастване на стойността на компанията*. Целта на научното изследване е да се обоснове методическа рамка за изграждане на комплексен управленски финансов модел, основан на контрола на финансовата стойност на фирмата, който да позволява чрез прогнозиране на ползите и разходите да се сравнява атрактивността на различни бизнес линии за развитие и експанзия.

С оглед на така формулираната теза и цел статията е структурирана в следните обособени части. В параграф 1 фокусът е върху изследване на концептуалната рамка за прогнозиране на динамични редове в сферата на финансите и оценяването на бизнес проектите. В параграф 2 се извършва захранване на модела с емпирични данни, които в параграф 3 ни дават параметри за оценка на база на показателя нетна печалба на застрахователния брокер. Финалният параграф 4 дава управленски препоръки за моделиране на ефекта на прогнозираните бизнес линии върху стойността на застрахователния брокер в България на база на управленския финансов модел. В заключението са изведени изводи и са дадени препоръки.

1. Концептуална рамка на прогнозирането на динамични редове

Застрахователният брокер е ключов участник на застрахователния пазар. Ерусалимов и Василев (Ерусалимов, Р. & Василев, В., 2018) посочват, че необходимостта от съществуване на застрахователни посредници се определя от спецификата на застрахователната услуга и необходимостта тази услуга да достигне до максимален брой клиенти, което изисква ефективна система на дистрибуция. Така, ако разполагаме с данни за събраните премии от бенчмарк български застрахователен брокер на седмична, месечна и годишна база за периода 2014-2018 година, ние ще имаме изходното условие за аналитичност, която позволява да се направи разграничение между ползите, генерирани от

различни бизнес линии (корпоративно и ритейл застраховане), от различни канали за продажба (традиционни и онлайн канали), различно географско разположение на офисите (столица срещу провинция). Самото изследвано дружество е установен брокер с финансови отчети за периода 2006-2018 година, което изцяло удовлетворява изискванията за времева представителност на изследвания период. Водеща е идеята да се тества атрактивността на различните бизнес линии, т.е. приносят им към оборота, печалбата и най-вече стойността на дружеството, което трябва да стане посредством тестване на влиянието им върху стойностите от финансовите отчети на дружеството.

Самото прогнозиране в икономиката като наука и практика се възприема като твърде сложна задача с противоречиви резултати. От една страна, прогнозирането е силно наложително и често неизбежно, особено от управленска гледна точка. От друга страна обаче, то е възпрепятствано от редица усложнения. Първо, конструктивният фактор-зависима величина не винаги е приложим, доколкото икономическите променливи са взаимнообвързани и често има обратно влияние, което възпрепятства моделирането. На второ място, за разлика от сферата на естествените науки, в икономиката законите на развитие не са с постоянно действие. Причината за това е, че голяма част от променливите зависят от човешко поведение, което по определение е трудно предвидимо, променливо и податливо на ирационални подбуди. Това е причината методите, разработени от и за точните науки да дават слаби резултати при директното им прилагане върху данни от икономически характер. Едно от потенциалните работещи решения, което същевременно е близко до човешката логика е да се обърне поглед назад към историческите значения на прогнозираната величина. Ако се предположи, че в тези исторически значения е „запечатан“ моделът на поведение на тази величина и този модел може да се екстраполира напред във времето. Тази логика се подсилва от факта, че много често настоящите и бъдещи движения на даден икономически показател са корекция на предишни неравновесни стойности. Други движения са забавена (лагова) реакция на минали стойности на влияещите променливи, което ни връща към още една полза от анализирането на историческите стойности. Ако те се анализират и за въпросните влияещи променливи, то моделът на взаимовръзките им с основната изследвана величина, този модел също може да се екстраполира във времето като се захрани с актуални данни. Тази логика е в основата на едни от най-широко приложимите модели – авторегресионните, моделите на подвижни средни и т.н. Те предлагат „златната среда“ между чисто статистическите похвати, неспособни да отразят икономическата теория и с не толкова гъвкави възможности за включване на експертния усет на изследователя и другата крайност – чисто теоретичните модели, които са твърде далеч от реалността. Посочените модели са особено приложими за прогнозиране на времеви (динамични) редове (time series). Именно такива са данните в настоящото изследване.

Налице са редица проблеми при анализа и моделирането на времеви редове, които водят до въвеждане на редица ограничения, сред които основно място заема тяхната стационарност или липса на такава (Петков, 2010). Нестационарността в редовете затруднява успешното им моделиране. Наблюдава се феноменът на т.нар. лъжлива регресия „spurious regression“ (Granger, C. W. J. & Newbold, P., 1974) - при използване на обикновен регресионен модел за търсене на зависимост между два динамични реда и в рамките на извадката резултатите са добри, но при опит за прогнозиране се установява, че прогнозата е лоша, тъй като изчислените регресионни коефициенти не са уловили добре зависимостта.

Това, от своя страна, се дължи на факта, че двата реда вероятно са нестационарни и уловената зависимост помежду им е „скрита“ зад обща зависимост на всеки един от тях от времето (Костов, 2018). Стационарността може да се определи като съвкупност от статистически свойства. За краткост може да се приеме, че стационарността на един времеви ред е неговото свойство да запазва неизменност на статистическите си характеристики във времето, т.е. характеристиките на отделните значения на реда, както и ковариацията между тях, да не зависят по никакъв начин от времеви фактор. Става дума най-вече за средната на разпределението, дисперсия и т.н. Най-честите нарушения на изискването за стационарност са времеви тренд, цикличност, сезонност, хетероскедастичност (променлива вариация). Стационарността има различни форми – при стационарността от първи порядък е налице абсолютна неизменност на **разпределението** на изследваната величина във всички негови параметри. При слабата форма на стационарността изискванията се ограничават до първия централен момент (средната) и ковариацията между отделни значения на реда, за която се изисква да зависи само от времевата дистанция между тях, но не и от конкретното им разположение във времевите моменти. Петков (2010) отбелязва, че при анализа на динамични редове този вид стационарност има най-широко приложение, което се дължи на факта, че при нормален (Гаусов) стационарен процес, стационарността от втори порядък е еквивалентна на пълната стационарност.

Голяма част от времевите редове, генерирани от икономически процеси обаче не отговарят на изискванията за стационарност, което води до това, че директното им моделиране с много статистически и иконометрични модели става трудно или с лоши резултати. За да се реши този проблем, трябва да се преодолее проблемът със стационарността. Начините за това, без претенции за изчерпателност, могат да се обобщят както следва:

- **Декомпозиране на данните**

Значенията на реда биват декомутирани на няколко компонента – времеви тренд, цикличен компонент, сезонен компонент и „остатъчна“ част. Редът трябва да се декомпозира по такъв подходящ начин, че последната остатъчна част да има стохастичен характер. Този остатъчен компонент, бидейки стационарен, вече може да бъде моделиран като се установи и екстраполира зависимостта му от ключови макроикономически, микроикономически и политически фактори. След успешното моделиране на стохастичния „субстрат“ на реда, първоначално отстранените компоненти се наслагват обратно, за да се получат крайните прогнозни стойности в същия „мащаб“ и вид, както оригиналните. Като недостатък на този подход може да се посочи, че въпросното декомпозиране на реда на отделни елементи може да доведе до загуба на информация, доколкото всяка обработка на данни генерира такава.

- **Прилагане на модел, работещ с нестационарни данни**

При този подход се работи директно с равнищата на времеви ред. Тук се разчита на това, динамичният ред да е интегриран, а ако се анализират два и повече редове, те да са коинтегрирани (Granger, C. W. J. & Newbold, P., 1974). Това е една от водещите и най-модерни сфери от иконометрията и този подход има едно огромно предимство пред останалите, а именно, че се работи с равнищата и няма загуба на информация. Невинаги обаче може да се намери коинтеграционна зависимост между динамичните редове, които се моделират и това насочва вниманието към друга група методи.

- **Трансформация на данните**

При този подход се прилага определено математическо действие или комбинация от действия върху динамичния ред, с което се цели новите стойности да бъдат стационарни или най-малко интегрирани. След това редът се моделира отново, като се използват неговите предходни стойности и/или стойностите на факторите, които са подбрани при предварителния анализ или на основата на определена теория. В някои случаи се тестват много фактори, като целта е именно да се отсеят тези от тях, показващи влияние. При изчислението на финалните, очакваните и прогнозни стойности на реда трябва да се направи обратна трансформация на първоначалната. Най-широко използваните математически трансформации са логаритмуване и/или диференциране. Това, за което трябва да се внимава е, че някои от трансформациите може да имат статистически, но не и икономически смисъл. Например, първите разлики на икономически данни имат икономически смисъл на *темп* на изменение. Вторите разлики могат да се тълкуват като *ускорение* на темпа на изменение, но диференцирането на по-висок порядък няма да има икономически смисъл. Счита се, че ако даден динамичен ред не бъде доведен до стационарност с диференциране от втори порядък, то той не може да бъде направен стационарен. Важен момент, свързан със стационарността, който следва да се отбележи тук, е концепцията за интегрираност на даден ред. Един динамичен ред се определя като интегриран от първи порядък, когато може да бъде доведен до стационарност с едно диференциране; от втори порядък – с две диференцирания и т.н.

На базата на тези разсъждения, може да се отбележи за удачно приемането на методиката на Бокс-Дженкинс (Box, G. & Jenkins, G., 1970) или така наречения модел или група модели ARMA/ARIMA. Този подход е един от най-често прилаганите методи за моделиране и най-вече прогнозиране на времеви редове. Основава се на философия, според която не се формулират априори (на база на дадена теория) предположения за характеристиките на данните. На основа на теорията може да се допусне зависимост между изследваните данни и определени екзогенни променливи, но това също подлежи на доказване от самите резултати. Редица автори дефинират това като подход, при който данните биват „оставени сами да говорят за себе си“, което от своя страна дава база за критика към модела, „обвиняваща го“ в атеоретичност. При все това обаче, моделът е изключително широко приет. Популярността му произтича до голяма степен от логически ясната последователност от стъпки в модела (Макар тълкуванието на резултатите от тези стъпки да изисква значителен опит от изследователя, което позволява на някои автори да твърдят, че анализът на времеви редове е толкова изкуство, колкото наука). Въпросните итерации могат да се представят както следва:

Етап 1: Идентифициране на характеристиките на модела

Във всичките си разновидности моделът е съчетание между авторегресионен компонент и подвижна средна, откъдето идва и най-широко известната му абревиатура ARMA¹/ARIMA. При първата итерация се определят параметрите на модела, което става чрез анализ на характеристиките на самите данни. Част именно от този анализ са тестовете за стационарност и нейните нарушения – времеви тренд, сезонност, хетероскедастичност и т.н. За определяне на параметрите на ARMA/ARIMA (p, d, q) модела (порядъка на авторегресионния елемент „p“, на порядъка на интегрираност „d“ и на подвижната средна „q“) обикновено се използват корелограми на реда – графики на автокорелационна

¹ Заб. AutoRegressive (Integrated) Moving Average

функция (ACF) и частична автокорелационна функция (PACF). Например, ако се установи, че данните показват наличие само на авторегресионен компонент, следователно са генерирани от такъв процес и моделът ще е ARMA (p, 0), където x е авторегресионният порядък. В този случай, де факто, процесът е само AR(p).

Етап 2: Изчисление на параметрите на модела

В тази итерация посредством нелинеен метод на най-малките квадрати или метод на максимално правдоподобие се изчисляват конкретните стойности на параметри, стоящи пред всеки от авторегресионните и/или плъзгащите се средни елементи. Ако е установено в първата стъпка, че например процесът е ARMA(1,1), то уравнението ще е от вида (Gujarati, 2004, стр. 839):

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1}, \quad (1)$$

където:

θ е константа;

α_1 – коефициент пред авторегресионния елемент;

Y_{t-1} – авторегресионен елемент;

β_0, β_1 – коефициенти на подвижната средна;

u_t, u_{t-1} – елементи на подвижната средна.

В стъпка 2 трябва да се изчислят конкретните стойности на параметрите $\alpha_1, \beta_0, \beta_1$

Етап 3: Диагностика на модела (проверка за адекватност)

В този етап се тества описателната способност на модела; доколко добър е той, което зависи от това дали са правилно подбрани параметрите му и екзогенните променливи. Съществуват разнообразни критериите за това, но основно се стъпва върху анализ на остатъците (разликите между реалните и моделираните стойности). Ако моделът е правилно специфициран, остатъчните стойности трябва да са не просто стационарни, но да се вписват в определението за т.нар. бял шум. Т.е., начините за тестване на адекватността на модела се основават на тестване за това, дали остатъците са „бял шум“. Сред инструментите за това са автокорелационна функция (ACF), частична автокорелационна функция (PACF), показателят на Бокс-Люнг и др. В случай, че диагностиката покаже, че моделът не е адекватен, то се препоръчва връщане към първата стъпка, което дава завършеност на итеративния (Gujarati, 2004, стр. 837) характер на похвата на Бокс и Дженкинс.

Етап 4: Прогнозиране

В случай, че резултатите от диагностиката покажат, че моделът притежава добра описателна способност за характеристиките на данните, то може да се тества възможността за прогнозиране на стойностите на динамичния ред, които са извън значенията в извадката. Именно това е най-полезното и търсено приложение на всеки модел от икономическа и емпирична гледна точка. В същото време, то е и най-трудно постижимото. Често моделите, които показват много високо съответствие с данните в рамките на извадката, имат лошо представяне извън нея, в някои случаи поради т. нар. свръх-спецификация.

2. Емпирика на прогнозната част на модела

От описаните по-горе разполагаеми данни привеждаме към тримесечна база премийните приходи, които ще бъдат основен обект на моделиране и прогнозиране. Това е необходимо от гледна точка на уеднаквяване на периодичността на моделираните серии и някои от екзогенните променливи, които ще бъдат тествани, като например БВП, които в повечето случаи не се изчисляват за по-малки периоди от време. Екзогенните променливи, които ще бъдат тествани за влияние върху brutните премийни приходи със съответните източници са представени в таблица 1. Изборът на тези външни индикатори се определя от следните съображения:

Таблица 1. Експертно селектирани екзогенни индикатори, влияещи върху финансовото състояние на застрахователния брокер в България

	Индикатор	Източник
1.	Общ доход средно на домакинство	НСИ
2.	Работна заплата средно на домакинство	НСИ
3.	Общ доход средно на лице	НСИ
4.	Работна заплата средно на лице	НСИ
5.	БВП Брутна добавена стойност по базисни цени	НСИ
6.	Хармонизиран ИПЦ	НСИ
7.	Лихвени проценти (Доходност на 10-годишни ДЦК)	БНБ
8.	Търговия на едро и дребно с автомобили и мотоциклети, техническо обслужване и ремонт	НСИ
9.	Безработица, процент от активното население	Евростат

Брутният вътрешен продукт, лихвените проценти и инфлацията са макроикономически индикатори, чието влияние е универсално върху всяка икономическа дейност, следователно е логично да се търси такова и при застрахователното посредничество. Индексът на търговията на едро и дребно с автомобили е избран във връзка с типовете застраховки, формиращи най-голям дял от премийните приходи, събрани от застрахователните брокери и се дължи именно на застраховките ГО и на застраховки, свързани с пътни превозни средства (застраховка на сухопътни превозни средства, без релсови превозни средства), сред които „Автокаска“ и др. Следователно, върху обема на премиите, би трябвало да влияят броят автомобили (от всякакви типове), както и новопридобитите автомобили за даден период. Тъй като Евростат публикува тези показатели с честота минимум година, то за настоящото изследване е предпочетено да се ползва публикуваната от Националния статистически институт статистика „Индекс на търговията на едро и дребно с автомобили, мотоциклети, техническо обслужване и ремонт“. Показателите за доходи са включени по примера на изследванията на Бурич et al (2017), както и Хаис и Сюмеги (Haiss, 2008). В първото изследване получените резултати показват, че БВП и работните заплати имат значимо и положително влияние върху търсенето на застраховки (животозастраховане), а влиянието на безработицата и лихвения процент е негативно. Във втората цитирана статия в светлината на търсене на връзка между развитието на застрахователния сектор и общия икономически

растеж се стига до извод, че реалният лихвен процент и нивото на икономическо развитие влияят на връзката застраховане-растеж.

2.1. Тест за стационарност

Първи етап на изследването на възможностите за прогнозиране на величините, които представляват интерес, е изследването на тяхната стационарност. В табличен вид са представени коефициентите на Дики-Фулър и Колмогоров-Смирнов (KPSS критерий) за наличие на единичен корен във величините, които ще бъдат прогнозирани или ще участват като независими променливи в модел (Таблицы 2-4). Поради спецификата на тези тестове, наличието на нестационарност (единичен корен) се установява при различни нива на коефициентите за значимост. При критерия на Дики-Фулър, нулевата хипотеза е наличие на единичен корен, поради което стандартно се търсят стойности на значимост под 0.10 (съответно под 0.05 или 0.01)². При критерия за съгласие на Колмогоров-Смирнов логиката е обратна – нулевата хипотеза гласи, че редът е стационарен, следователно се търсят стойности на коефициентите на значимост по-големи от 0.10, което означава, че според данните рискът да заключим, че редът е нестационарен, а той всъщност е, (отхвърляне на нулевата хипотеза) е твърде висок.

Таблица 2.

Стойности на показателите на статистическа значимост за тестовете на Дики-Фулър и Колмогоров-Смирнов за равнищата на изследваните променливи

		Разширен тест на Дики-Фулър			KPSS тест		
		С константа	С константа и тренд		С константа	С константа и тренд	
1	Общ доход средно на домакинство	1.0000	0.9838		< .01	0.0380	
2	Работна заплата средно на домакинство	0.9192	0.3608		0.0100	0.0470	
3	Общ доход средно на лице	1.0000	0.9855		< .01	0.0190	
4	Работна заплата средно на лице	0.9853	0.3455		< .01	0.0290	
5	БВП Брутна добавена стойност по базисни цени	1.0000	0.9908		< .01	> .10	*
6	Хармонизиран ИПЦ	0.9605	0.9675		> .10	*	0.0160
7	Лихвени проценти	0.8182	0.0033	***	< .01	> .10	*
8	Търговия на едро и дребно с автомобили и мотоциклети, техническо обслужване и ремонт	0.8610	0.0000	***	< .01	> .10	*
9	Безработни, процент от активното население	0.0002	0.8986		< .01	0.0240	
10	Премии корпоративни	0.9936	0.0005	***	< .01	> .10	*

² В таблиците тези нива са отбелязани с *, ** и ***

11	Премии общо	0.9929	0.1018	< .01	0.0670	
12	Премии централен офис	0.2000	0.5663	0.0690	0.0300	
13	Премии ритейл	0.6286	0.1847	< .01	> .10	*
14	Премии София	0.9841	0.8792	< .01	> .10	*
15	Премии провинция	0.6897	0.2685	< .01	> .10	*

Източник: Собствени изчисления

На тази основа, при стойности на коефициента на значимост на KPSS теста над 0.10 се приема, че редът е стационарен.

Таблица 3.

Стойности на показателите на статистическа значимост за тестовете на Дики-Фулър и Колмогоров-Смирнов за първите разлики на изследваните променливи

		Първи разлики									
		Разширен тест на Дики-Фулър					KPSS тест				
		Без константа		С константа		С константа и тренд		С константа		С константа и тренд	
1	Общ доход средно на домакинство	0.7039		0.6026		0.0000	***	> .10	*	> .10	*
2	Работна заплата средно на домакинство	0.9649		0.0005	***	0.0022	***	0.0000		0.0470	
3	Общ доход средно на лице	0.8007		0.6605		0.0000	***	> .10	*	> .10	*
4	Работна заплата средно на лице	0.0007	***	0.0006	***	0.0032	***	> .10	*	> .10	*
5	БВП Брутна добавена стойност по базисни цени	0.6822		0.0000	***	0.0284	**	> .10	*	> .10	*
6	Хармонизиран ИПЦ	0.0073	***	0.0681	*	0.0364	**	0.04		> .10	*
7	Лихвени проценти	0.0000	***	0.0000	***	0.0001	***	> .10	*	> .10	*
8	Търговия на едро и дребно с автомобили и мотоциклети, техническо обслужване и	0.2733		0.0000	***	0.0000	***	> .10	*	> .10	*

	ремонт										
9	Безработни, процент от активното население	0.2502		0.0000	***	0.0006	***	> .10	*	> .10	*
10	Премии корпоративни	0.0001	***	0.0248	**	0.0817	*	> .10	*	> .10	*
11	Премии общо	0.0000	***	0.0000	***	0.0130	**	> .10	*	> .10	*
12	Премии централен офис	0.0000	***	0.0000	***	0.0002	***	> .10	*	> .10	*
13	Премии ритейл	0.0001	***	0.0003	***	0.0352	**	> .10	*	> .10	*
14	Премии София	0.0001	***	0.0000	***	0.0248	**	> .10	*	> .10	*
15	Премии провинция	0.0001	***	0.0003	***	0.0020	***	> .10	*	> .10	*

Източник: Собствени изчисления

Таблица 4.

Стойности на показателите на статистическа значимост за тестовете на Дики-Фулър и Колмогоров-Смирнов за вторите разлики на изследваните променливи

Втори разлики											
		Разширен тест на Дики-Фулър						KPSS тест			
		Без константа		С константа		С константа и тренд		С константа		С константа и тренд	
1	Общ доход средно на домакинство	0.0000	***	0.0002	***	0.0042	**	> .10	*	> .10	*
2	Работна заплата средно на домакинство	0.0000	***	0.0000	***	0.0001	***	> .10	*	> .10	*
3	Общ доход средно на лице	0.0000	***	0.0011	**	0.0163	**	> .10	*	> .10	*
4	Работна заплата средно на лице	0.0000	***	0.0000	***	0.0000	***	> .10	*	> .10	*
5	БВП Брутна добавена стойност по базисни цени	0.0000	***	0.0000	***	0.0011	***	> .10	*	> .10	*
6	Хармонизиран ИПЦ	0.0000	***	0.0001	***	0.0011	***	> .10	*	> .10	*
7	Лихвени проценти	0.0000	***	0.0015	***	0.0087	***	> .10	*	> .10	*
8	Търговия на едро и дребно с автомобили и мотоциклети, техническо обслужване и ремонт	0.0001	***	0.0062	***	0.0373	**	> .10	*	> .10	*
9	Безработни, процент от	0.0000	***	0.0000	***	0.0004	***	> .10	*	> .10	*

	активното население										
10	Премии корпоративни	0.0000	***	0.0003	***	0.1134		> .10	*	> .10	*
11	Премии общо	0.0000	***	0.0000	***	0.0007	***	> .10	*	> .10	*
12	Премии централен офис	0.1882		0.0036	***	0.9506		> .10	*	> .10	*
13	Премии ритейл	0.0016	***	0.0373	**	0.3562		> .10	*	0.096	
14	Премии София	0.0001	***	0.0000	***	0.0001	***	> .10	*	> .10	*
15	Премии провинция	0.0000	***	0.0000	***	0.0000	***	> .10	*	0.089	

Източник: Собствени изчисления

На основа на резултатите от тестовете се взема решение при по-нататъшната работа да се използват първите разлики на изследваните променливи, с изключение на променливите „Общ доход средно на домакинство“ и „Общ доход средно на лице“. Тъй като, за разлика от другите величини, те показват нестационарност и при първите разлики, то за тях ще се използват втори разлики.

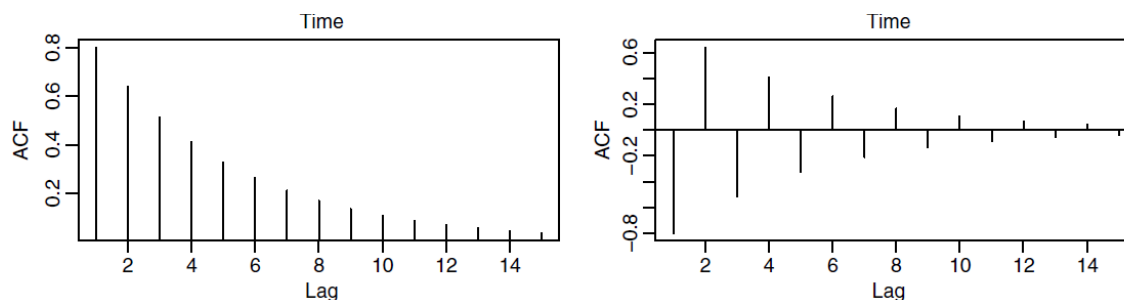
2.2. Диагностика на типа процес

В този етап, чрез анализ на корелограмите на автокорелационната и частичната автокорелационна функция (ACF и PACF) се правят предварителни допускания за типа процес, генерирал данните и съответно на това – какъв тип модел и с какви параметри да се приложи (Вж. фиг. 1.1 – 1.3). Изследва се също така формата на графиките, доколкото тя също има информативна функция в това отношение (виж Таблица 2.)

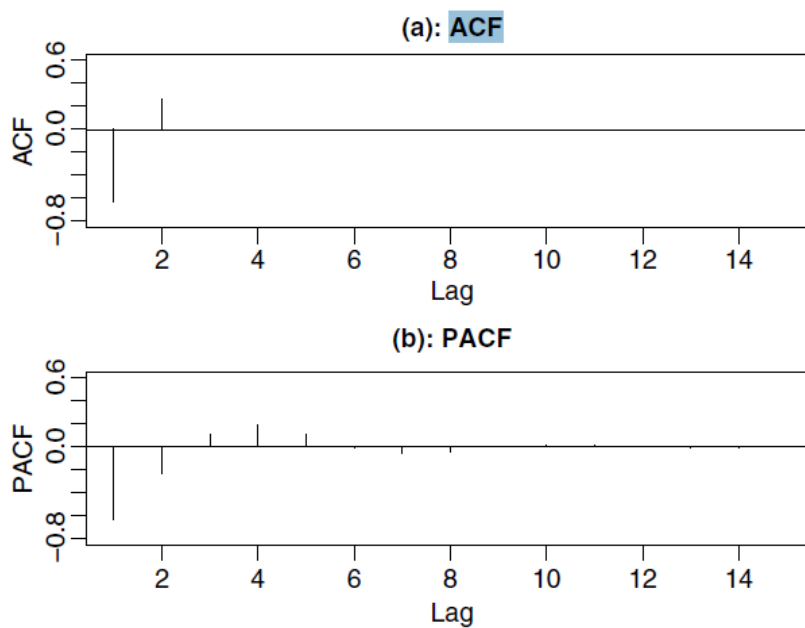
Таблица 5. Ориентири за идентификация на параметрите на модела

Вид модел	Типичен вид на ACF	Типичен вид на PACF
AR(p)	Намалява експоненциално, синусоидално с намаляваща амплитуда или и двете	Значителни "пробиви" в лагове p
MA(q)	Значителни "пробиви" в лагове q	Намалява експоненциално
ARMA(p, q)	Намалява експоненциално	Намалява експоненциално

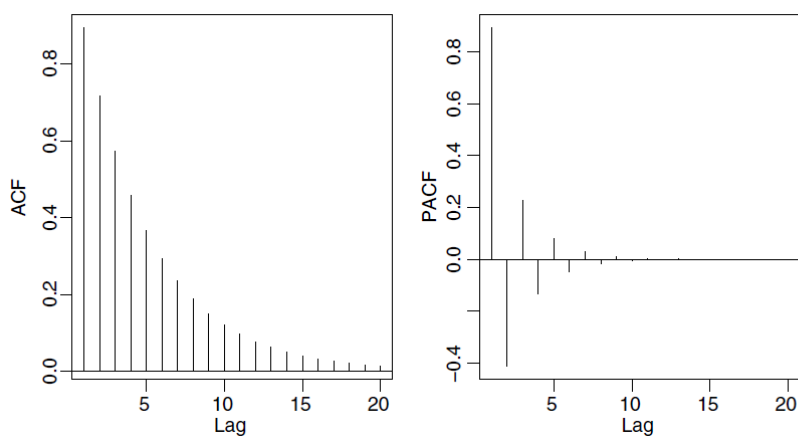
Източник: Костов, Д. (2018)



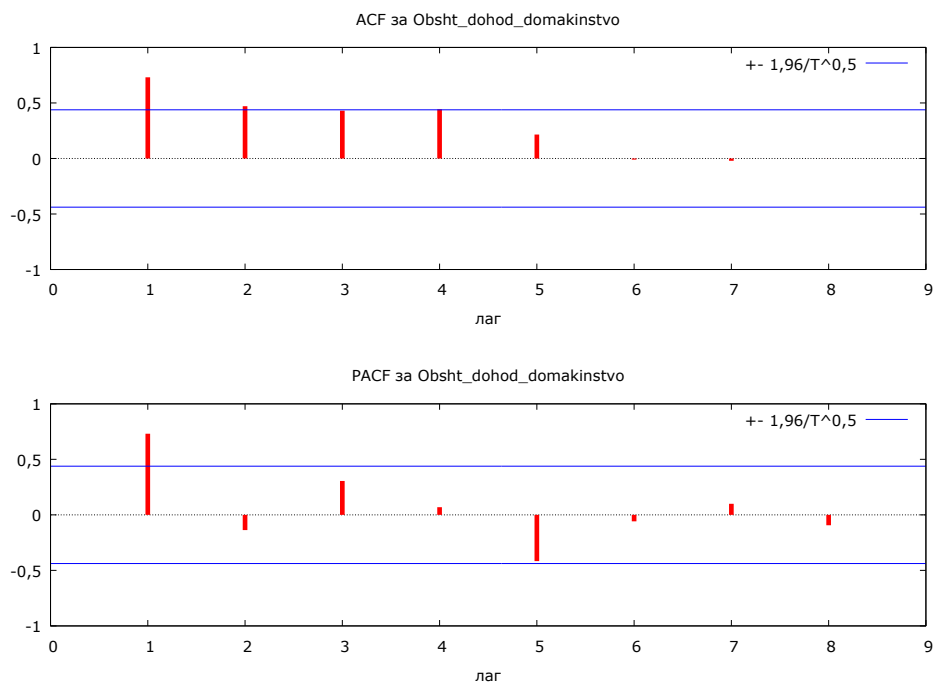
Фигура 1.1. Теоретична форма на автокорелационната и частичната автокорелационна функция на процес AR(1)



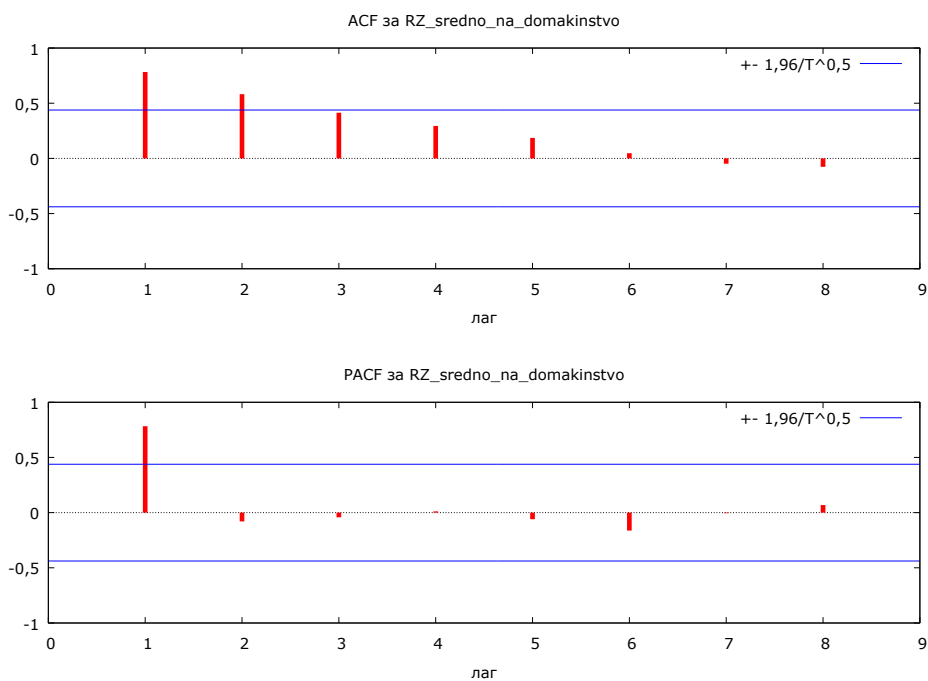
Фигура 1.2. Графика на автокорелационната и частичната автокорелационна функция на процес $MA(2)$



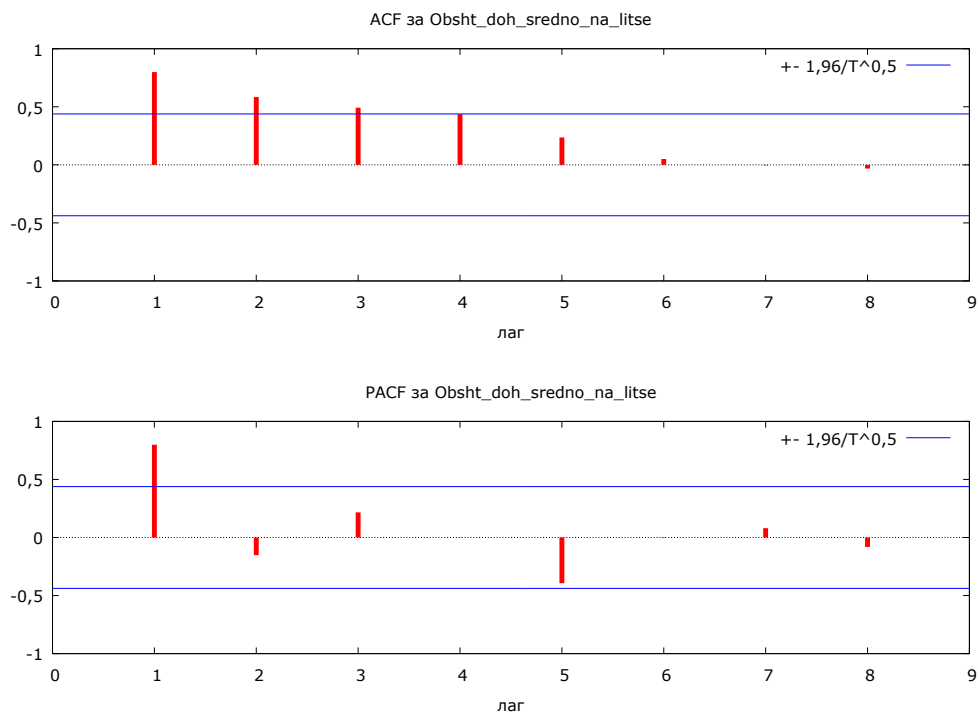
Фигура 1.3. Теоретична форма на автокорелационната и частичната автокорелационна функция на процес $ARMA(1,1)$
Източник: (SPSS IBM Statistics 19, 2012)



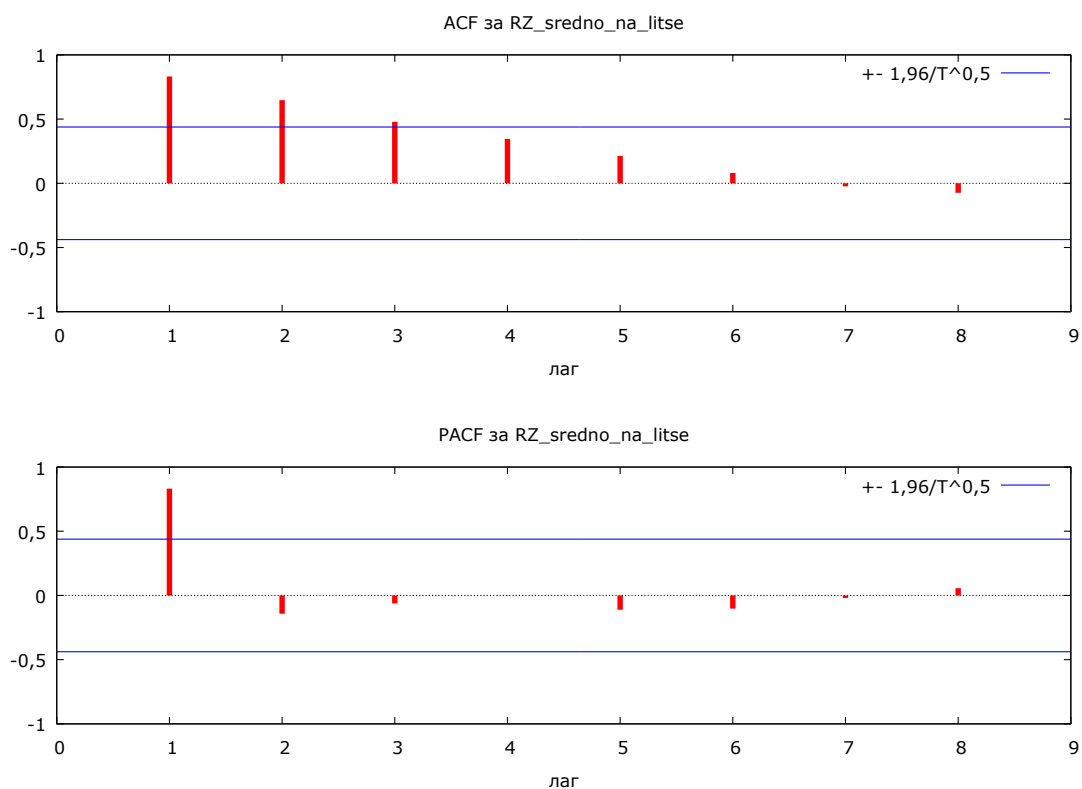
Фигура 2.1. Корелограма на динамичния ред „Общ доход на домакинство“



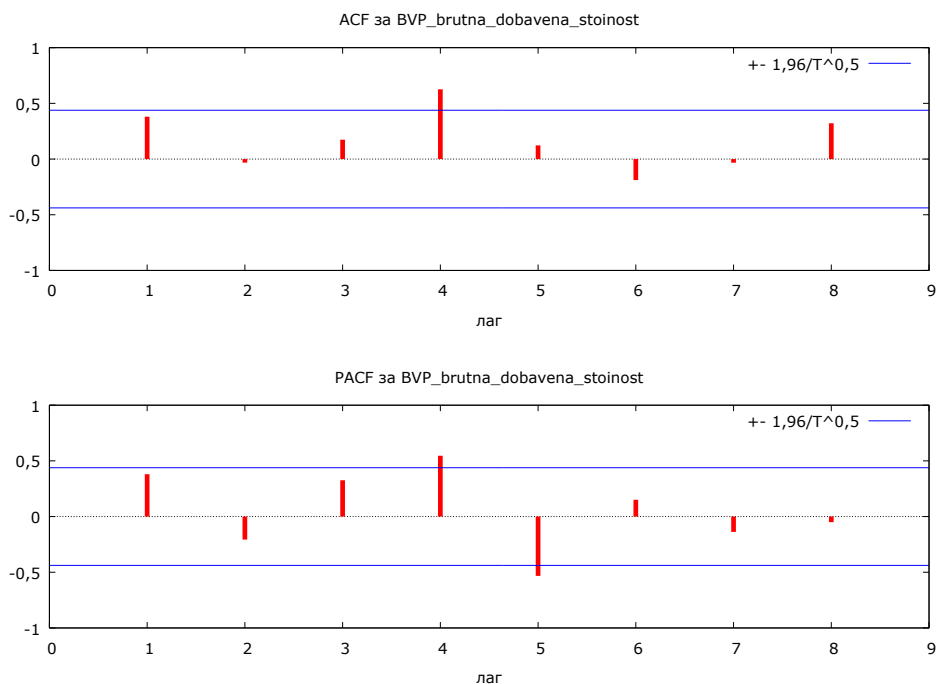
Фигура 2.2. Корелограма на динамичния ред „Работна заплата средно на домакинство“



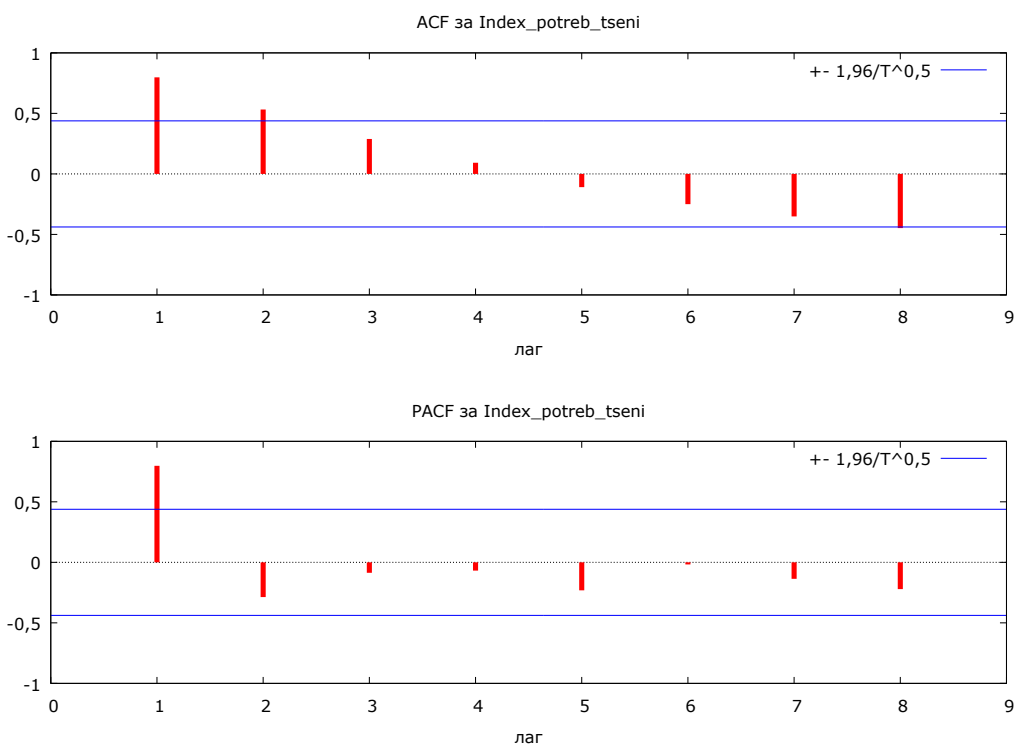
Фигура 2.3. Корелограма на динамичния ред „Общ доход на лице“



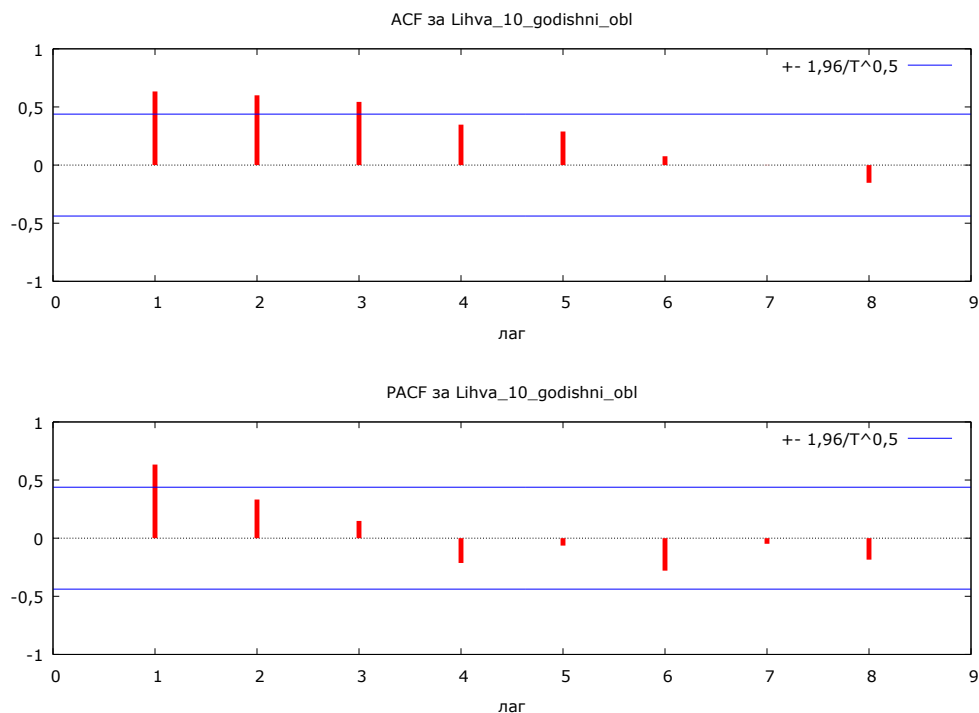
Фигура 2.4. Корелограма на динамичния ред „Работна заплата средно на лице“



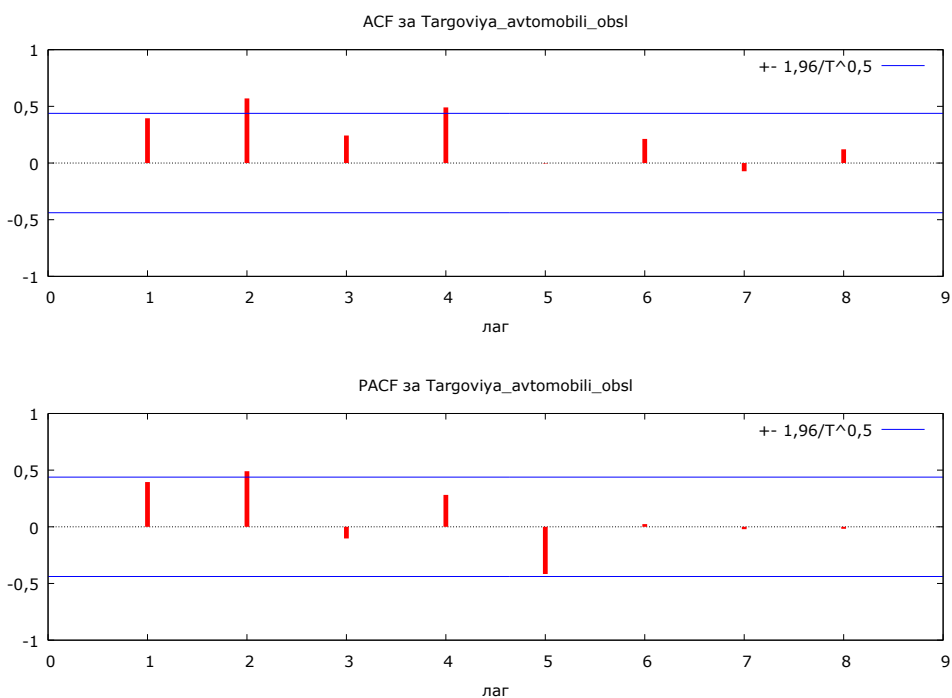
Фигура 2.5. Корелограма на динамичния ред „БВП Брутна добавена стойност по базисни цени“



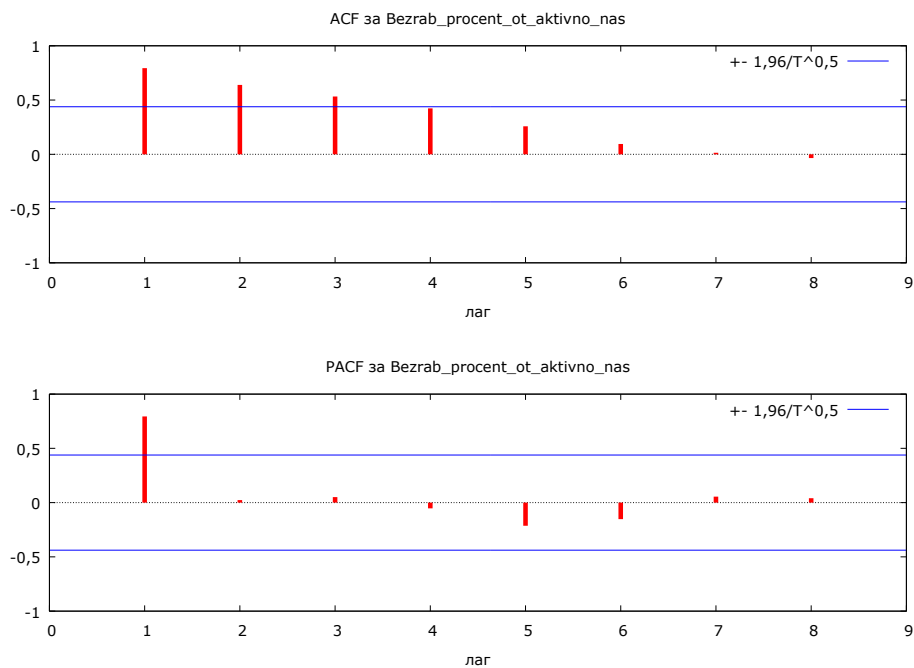
Фигура 2.6. Корелограма на динамичния ред „Хармонизиран индекс на потребителските цени“



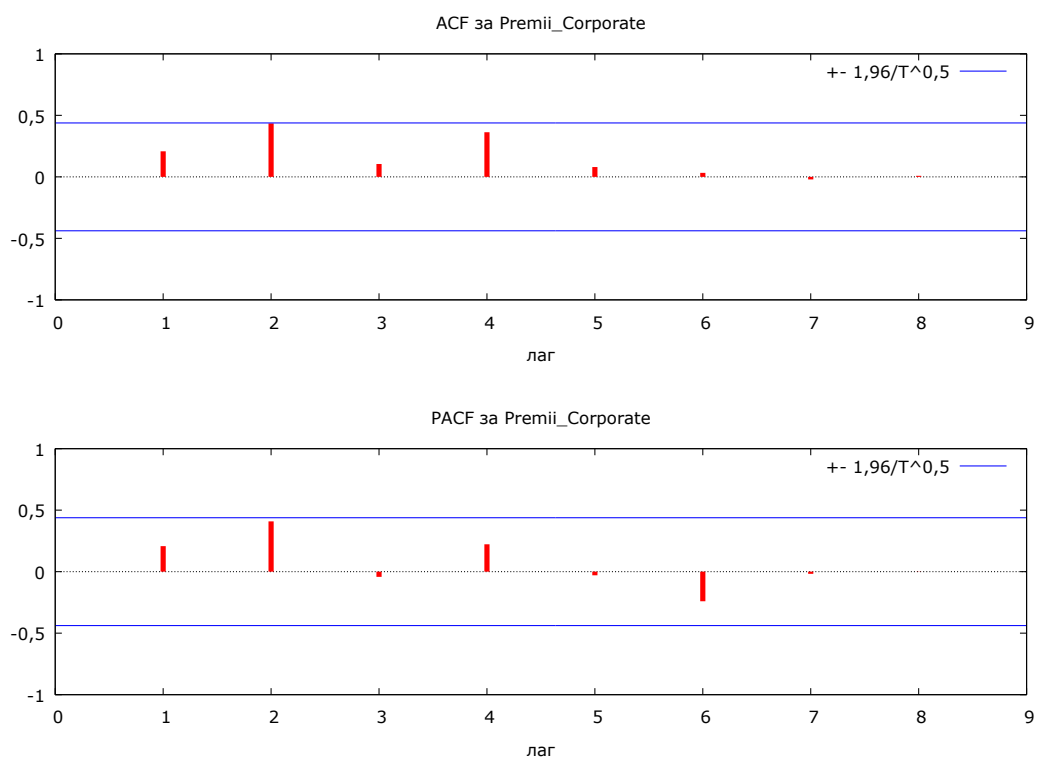
Фигура 2.7. Корелогорама на динамичния ред „Лихвени проценти (Доходност на 10-годишни ДЦК)“



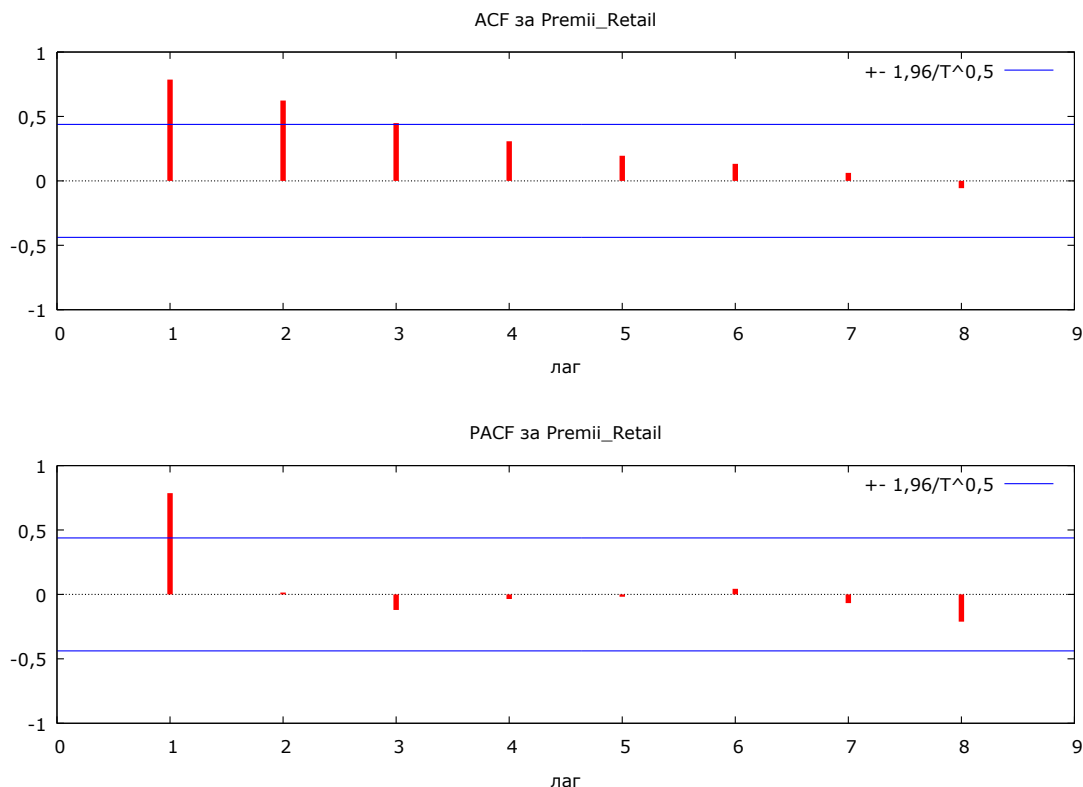
Фигура 2.8. Корелогорама на динамичния ред „Търговия на едро и дребно с автомобили и мотоциклети, техническо обслужване и ремонт“



Фигура 2.9. Корелограма на динамичния ред „Безработни, процент от активното население“



Фигура 2.10. Корелограма на динамичния ред „Премии корпоративно застраховане“



Фигура 2.11. Корелограма на динамичния ред „Премии ритейл застраховане“

Както е видно от корелограмите, повечето редове показват значими коефициенти на автокорелация средно до четвърти лаг. Това се потвърждава и от аналитичния вид на стойностите на автокорелационната и частичната автокорелационна функция на изследваните величини (Вж. табл. 6). Повечето корелограми дават индикации за процеси от типа AR(1), AR(1,2), а малка част за MA процес (динамичен ред „Търговия на едро и дребно с автомобили и мотоциклети, техническо обслужване и ремонт“. Крайният вид на моделите не се определя само на основата на тези индикатори, тъй като емпиричната им характеристика не съответства напълно на конкретна форма на даден теоретичен процес. Ето защо, в случая те се ползват като ориентир и само в единство с аналитичния подход за оценка на параметрите на модела. Това се извършва също с помощта на специализирания софтуерен продукт Gretl®.

Таблица 6. ACF и PACF на моделираните величини – аналитичен вид

	Лаг	ACF		PACF	
Общ доход на домакинство	1	0.731	***	0.731	***
	2	0.4705	**	-0.137	
	3	0.4303	*	0.3051	
	4	0.4435	**	0.0691	
	5	0.2154		-0.4161	*
РЗ средно на домакинство	1	0.7829	***	0.7829	***
	2	0.5821	***	-0.0796	
	3	0.4136	*	-0.0418	
Общ доход средно на лице	1	0.7991	***	0.7991	***
	2	0.5836	***	-0.1519	
	3	0.4922	**	0.2164	

	4	0.4361	*	-0.0033	
	5	0.2358		-0.3933	*
РЗ средно на лице	1	0.8316	***	0.8316	***
	2	0.6476	***	-0.1423	
	3	0.4782	**	-0.0618	
БВП Брутна добавена стойност	1	0.3802	*	0.3802	*
	2	-0.0321		-0.2065	
	3	0.1737		0.3259	
	4	0.6262	***	0.5458	***
	5	0.1226		-0.5324	***
Хармонизиран ИПЦ	1	0.7977	***	0.7977	***
	2	0.5321	***	-0.2867	
Лихвени проценти (Доходност на 10-годишни ДЦК)	1	0.6333	***	0.6333	***
	2	0.6002	***	0.3324	
	3	0.5434	***	0.1486	
Търговия на едро и дребно с автомобили и мотоциклети, техническо обслужване и ремонт	1	0.395	*	0.395	*
	2	0.57	***	0.4905	**
	3	0.2427		-0.1026	
	4	0.4906	**	0.2818	
Безработни, процент от активното население	1	0.7941	***	0,7941	***
	2	0.6392	***	0,0232	
	3	0.5329	***	0,0506	
	4	0.4232	*	-0,0529	
Премии корпоративно застраховане	1	0.2075		0.2075	
	2	0.4344	*	0.409	*
Премии ритейл	1	0.7861	***	0.7861	***
	2	0.6236	***	0.0145	
	3	0.4485	**	-0.1204	

2.3. Оценка на параметрите на моделите

Както беше посочено по-горе, определянето на окончателния вид на моделите не става само на основата на корелограмите и теоретичните допускания, т.е. оценката на моделите не е еднократен акт, а по-скоро итеративен процес. Тестват се различни конфигурации на включените в модела компоненти (AR, MA, AR и MA, порядък на интегриране), както и на лагове на тези компоненти (например AR(1)+MA(2,3)). Само изходната точка в този процес е конфигурацията, предполагаема според формата на корелограмата. Така например, при серията „Работна заплата средно на лице“ формата на корелограмата почти перфектно отговаря на MA процес от първи порядък, но при тестване на други конфигурации, се оказва, че най-добра описателна способност има модел AR(1,2)+MA(1). До този резултат се достига, като се тестват корекции върху първоначалния модел с добавяне и премахване на компоненти и следене за тяхната статистическа значимост (p-value), както и за общата описателност на модела, според коефициента на детерминация (Adjusted R-square). Обикновено по-добрите модели в това отношение показват и по-ниски стойности на критериите на Акайке и Шварц. При някои моделирани променливи, този процес на проба и грешка изисква за настоящото изследване над 70 тествани конфигурации. Данните за получените модели могат да бъдат видени в таблица 20. Основната цел е да се моделират и прогнозират динамичните редове, формирани от брутния премиен приход на двата главни „клона“ на посредническа дейност, развивана от застрахователния брокер, с чиито данни

разполагаме. Става дума за брутни премиини приходи от корпоративни застраховки и от ритейл брокеридж. Към тях също е приложен описаният по-горе процес, като резултатът може да бъде видян в таблица 8. Видно е, че за моделирането на двете основни променливи (корпоративни и ритейл премии), освен техните собствени предходни значения, са използвани редовете на независимите променливи от таблица 7 като екзогенни променливи. Така на практика моделите за двете целеви променливи се трансформират в ARIMAX. Използвани са тримесечни данни за годините 2014-2018. Тук трябва да се отбележи, че при премиите от корпоративно застраховане, много висока описателна способност на модела се постига с включване на 4-тите лагове на всички екзогенни променливи без показателя за безработица и лихвените равнища. При ритейл-премиите, показателите за общ доход на домакинство и работна заплата средно на домакинство не показват значимо влияние. Показателите за лихвеното равнище и търговията с автомобили са с различни лагове спрямо корпоративните премии – съответно втори и трети.

Оценяваме позитивно голямото влияние на фактор „Търговия на едро и дребно с автомобили и мотоциклети, техническо обслужване и ремонт“. Това на пръв поглед е в унисон с резултатите от пазарния анализ, чрез който обичайно се потвърждава, че застраховките, свързани с автомобили, заемат най-голям дял от премиите на брокерите. Тук обаче, няколко факта поражда въпроси. Сред тях най-съществен е въпросът за значите пред параметрите в модела – те са отрицателни, което противоречи на очакваното. Причините за това могат да се търсят, на първо място, в използвания показател – той не е директно за брой автомобили, а за търговия с автомобили и услуги свързани с тях. На второ място тук е включена стойност с три лага назад, а ако се цели да се установи подостоверна зависимост, следва да се включат повече лагове. Ето защо, резултатът не следва да се абсолютизира. Целта в случая не е да се проверява толкова теорията, колкото да се прогнозира целевите променливи.

Таблица 7. Модели за прогнозиране на независимите величини

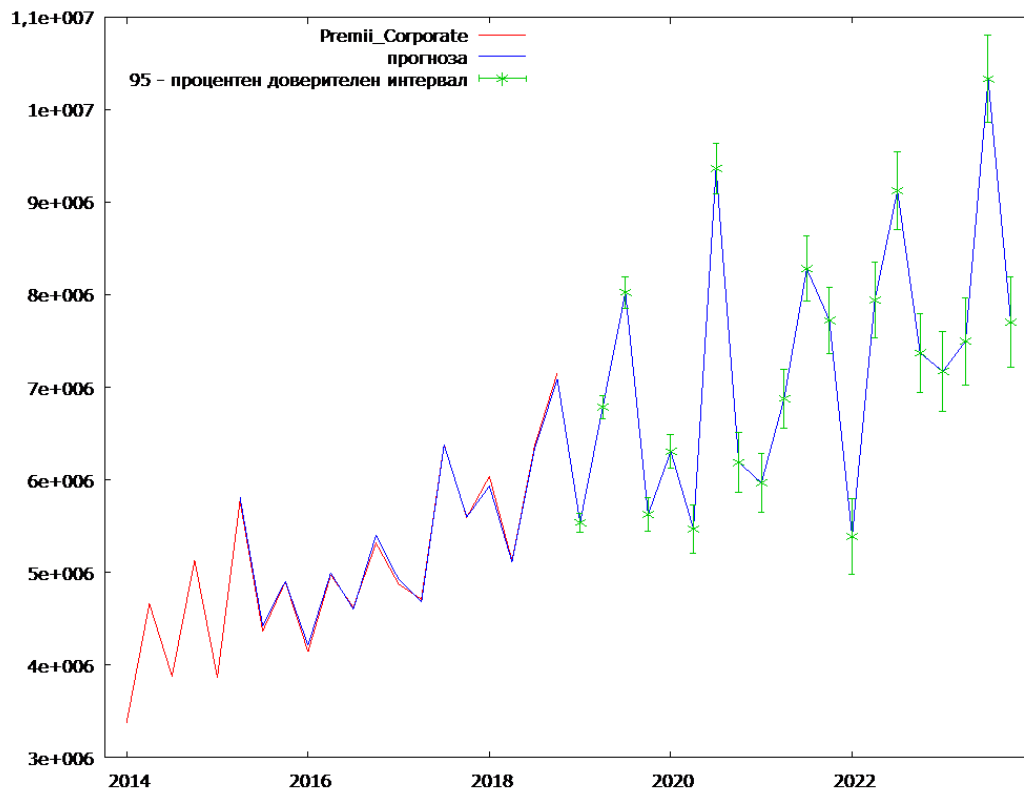
Променлива	Модел		Коефициент	Станд. грешка	p-value		Adjusted R-square	Информ. критерий на Акайке
1 Общ доход на домакинство	ARIMA (1 2 3; 1 ; 2)	phi_1	-0.8471	0.1469	<0.0001	***	0.7343	218.1111
		phi_2	-1.0722	0.0251	<0.0001	***		
		phi_3	-0.7501	0.1430	<0.0001	***		
		theta_2	1.0000	0.4418	0.0236	**		
2 РЗ средно на домакинство	ARMA (2;2)	const	16.3728	4.4071	0.0002	***	0.2475	214.1507
		phi_2	0.5565	0.2273	0.0144	**		
		theta_2	-1.0000	0.1982	<0.0001	***		
3 Общ доход средно на лице	ARIMA (1 2 3; 1 ; 2)	phi_1	-0.8470	0.1700	<0.0001	***	0.7529	183.1162
		phi_2	-1.0699	0.0327	<0.0001	***		
		phi_3	-0.7374	0.1649	<0.0001	***		
		theta_2	0.5983	0.2620	0.0224	**		
4 РЗ средно на лице	ARIMA (1 2 ; 2)	const	10.9034	3.6128	0.0025	***	0.9404	173.8540
		phi_1	-0.2382	0.1357	0.0794	*		
		phi_2	-0.8944	0.0872	<0.0001	***		
		theta_2	1.0000	0.2583	0.0001	***		
5 БВП Брутна добавена стойност	MA (1 2 3)	const	349.5930	28.8598	<0.0001	***	0.9774	308.1103
		phi_1	-0.9938	0.0342	<0.0001	***		
		phi_2	-1.0021	0.0288	<0.0001	***		
		phi_3	-0.9808	0.0192	<0.0001	***		
6 Хармонизиран ИПЦ	ARMA (2;2)	phi_1	1.6389	0.3529	<0.0001	***	0.8780	38.7593
		phi_2	-0.7833	0.2993	0.0089	***		
		theta_1	-1.6841	0.2983	<0.0001	***		
		theta_2	1.0000	0.2700	0.0002	***		
7 Лихвени проценти (Доходност на 10-годишни ДЦК)	ARMA (1;1 2)	const	-0.1059	0.0062	<0.0001	***	0.8020	21.6678
		phi_1	0.5422	0.2892	0.0608	*		
		theta_1	-1.9839	0.2781	<0.0001	***		
		theta_2	1.0000	0.2781	0.0003	***		
8 Търговия на едро и дребно с автомобили и мотоциклети, техн. обсл. и ремонт	MA (1 2 3)	const	2.9968	0.4092	<0.0001	***	0.8843	137.8816
		phi_1	-1.0634	0.1524	<0.0001	***		
		phi_2	-0.9332	0.1873	<0.0001	***		
		phi_3	-0.8216	0.1178	<0.0001	***		
9 Безработни, процент от активното население	ARIMA (2 ; 1; 1 2)	const	0.0276	0.0019	<0.0001	***	0.7887	18.5238
		phi_2	-0.8334	0.1108	<0.0001	***		
		theta_1	-1.9621	0.2887	<0.0001	***		
		theta_2	1.0000	0.2890	0.0005	***		

Таблица 8. Модели за корпоративни и ритейл брутни премийни приходи

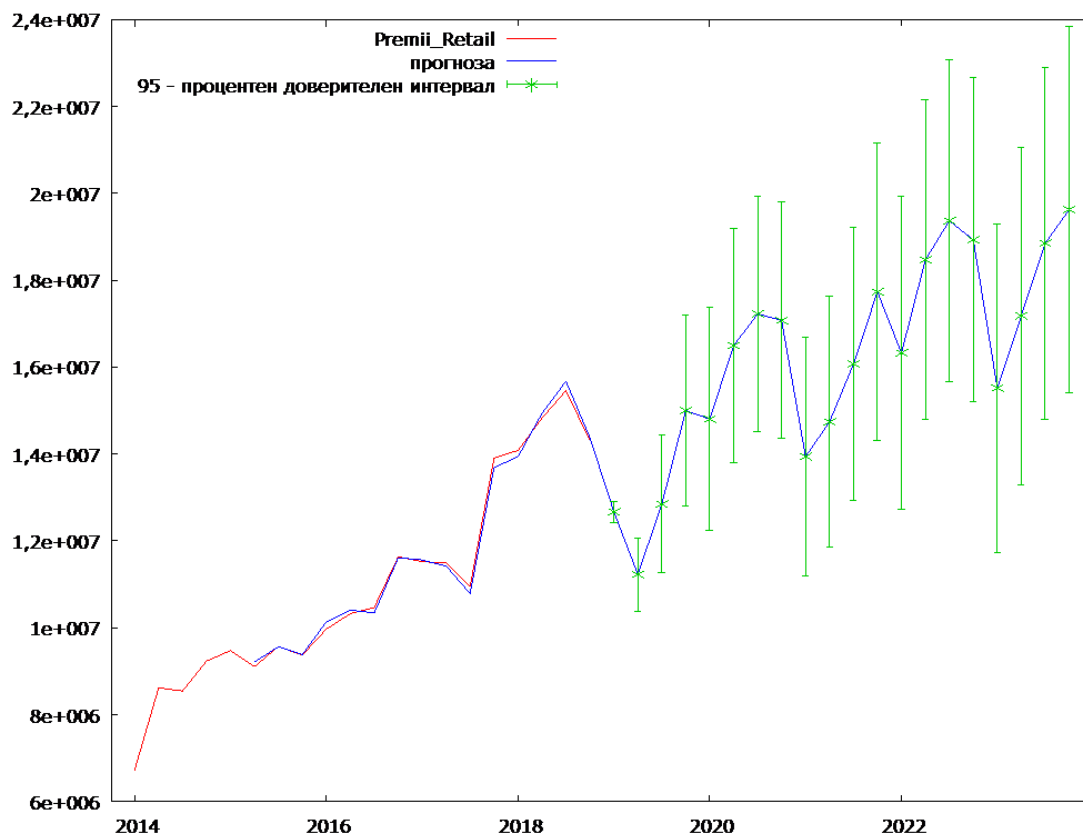
Променлива	Модел	Параметри	Коефициент	Станд. грешка	p-value	Adjusted R-square	Информ	
Премии корпоративно застраховане	ARMAX (1 2; 3)	const	106 952	7 804	<0.0001	***	0.992338	407.05
		phi_1	-1.70	0.02	<0.0001	***		
		phi_2	-0.99	0.01	<0.0001	***		
		theta_3	1.00	0.34	0.0035	***		
		dd_Obsht_doh_domak_4	6 205	425	<0.0001	***		
		d_RZ_sredno_na_dom_4	15 870	1 177	<0.0001	***		
		dd_Obsht_doh_sred_litse_4	-24 071	1 088	<0.0001	***		
		d_RZ_sredno_na_lit_4	-50 496	3 170	<0.0001	***		
		d_BVP_brutna_dobav_4	256	7	<0.0001	***		
		d_Index_potreb_tse_4	677 742	32 275	<0.0001	***		
		d_Targoviya_avtomo_4	-31 649	1 492	<0.0001	***		
		Премии ритейл	ARMAX (1 2; 1)	const	255 181	126 986		
phi_1	1.34			0.16	<0.0001	***		
phi_2	-0.92			0.08	<0.0001	***		
theta_1	1.00			0.19	<0.0001	***		
dd_Obsht_doh_sred_litse_4	-13 106			867	<0.0001	***		
d_RZ_sredno_na_lit_4	8 356			1 292	<0.0001	***		
d_BVP_brutna_dobav_4	228.68			16.16	<0.0001	***		
d_Index_potreb_tse_4	-438 806			46 078	<0.0001	***		
d_Lihva_2	-522 571			10 030	<0.0001	***		
d_Targoviya_avtomo_3	-5 991			1 224	<0.0001	***		
d_Bezrab_4	366 751			32 861	<0.0001	***		

3. Резултати от прогнозирането

На основата на моделите са генерирани прогнозни стойности за периода 2019-2023 година. Първо са прогнозирани екзогенните променливи, а на тяхна основа – главните целеви променливи.



Фигура 3. Прогноза за премии от корпоративен дял



Фигура 4. Прогнозни стойности на премии от ритейл брокеридж

Както е видно от графиката, моделът показва изключително висока

описателна способност; за историческия период двете криви – реалната и моделираната, практически съвпадат. Това дава основание да приемем прогнозната част за по-нататъшна работа. На фигура 4 се виждат аналогичните резултати от моделирането и прогнозирането на другия ред – ритейл премиите. В таблица 9 са видни прогнозните стойности на целевите величини, агрегирани към годишна времева база.

Таблица 9.

Прогнозни стойности на целевите величини за застрахователния брокер

	Корпоративни	Ритейл	Общо	Нетна печалба	FCFE компоненти
2014	17 052 717	33 121 850	50 174 567	1 393 000	-247 000
2015	18 902 175	37 524 580	56 426 755	1 440 000	-303 000
2016	19 055 560	42 401 640	61 457 200	1 559 000	394 000
2017	21 558 958	47 871 900	69 430 858	1 917 000	485 000
2018	24 691 927	58 684 200	83 376 127	2 213 000	-1 990 000
2019	25 977 348	51 747 800	77 725 148	2 544 000	2 113 400
2020	27 330 022	65 603 500	92 933 522	2 880 200	-282 150
2021	28 848 394	62 491 400	91 339 794	3 057 040	-700 680
2022	29 825 259	73 098 200	102 923 459	3 233 890	1 092 020
2023	32 704 864	71 180 800	103 885 664	3 410 730	47 380

В таблицата са включени също така и редовете, формирани от нетната печалба и други компоненти, необходими за изчисляване на свободния паричен поток. Те са прогнозирани по аналогичен начин за другите променливи.

4. Управленски решения за развитие чрез финансовия модел на застрахователен брокер в България

4.1. Методическа рамка за капиталова оптимизация на застрахователния брокер

Технологията за капиталова оптимизация на фирмите в България поставя на преден план серия от проблеми, свързани както с фундаменталните икономически показатели, така и с данните за публичните дружества, които са рефлексия на пазарните позиции, конкурентната среда и бизнес риска.

Защитаваната от автора технология за оптимизация на дългосрочното финансиране на българските публични дружества следва теоретичните обосновки и емпирични свидетелства, развити в (Zahariev, 2014). Проблемът за транспонирането на счетоводните данни от баланса на фирмата за целите на капиталовата оптимизация изисква прецизен преглед на структурата на пасива. На тази основа ние защитаваме виждането за приложимост на три етапа на модификация на балансовите позиции на публичното акционерно дружество за целите на оптимизацията на капиталовата структура на български публични дружества:

- Етап първи. Систематизиране на капиталов баланс на застрахователния брокер;
- Етап втори. Систематизиране на модифициран баланс на застрахователния брокер по отношение на собствения капитал и нетекущите пасиви;

- Етап трети. Изграждане на модифициран нелийвъриджирани капиталов баланс на застрахователния брокер.

Капиталовият баланс на застрахователния брокер се изгражда върху основата на публичните данни за годишния неконсолидиран подробен баланс, към края на отчетния период (обозначен като *31.12.202Y г.*). В него обект на систематизация в пасива са позициите основен капитал, резерви, неразпределена печалба и нетекущи пасиви, които изграждат дългосрочното финансиране на фирмата. Активът е представен като контрабалансираща позиция на финансиращите пасиви.

Таблица 10.

Капиталов баланс на застрахователния брокер към *31.12.202Y г.*

АКТИВИ			ПАСИВИ		
№	Позиция	Сума в лв.	№	Позиция	Сума в лв.
1.	Активи, финансирани с нетекущи пасиви и собствен капитал	Z	1.	Основен капитал	Z1
			2.	Резерви	Z2
			3.	Финансов резултат	Z3
			4.	Нетекущи пасиви	Z4
	ОБЩО АКТИВИ	Z		ОБЩО ПАСИВИ:	Z

Заб.: Балансовото число $Z = Z1 + Z2 + Z3 + Z4$

Модифицираният баланс на собствения капитал и нетекущите пасиви синтезира дългосрочното финансиране до две основни позиции: собствен капитал и нетекущи пасиви. Спрямо първи етап обект на математическо сумиране са основните компоненти на собствения капитал – основния капитал, резервите и финансовия резултат. При публично оповестените данни за броя обикновени акции за публична търговия (без обратно изкупените, ако има такива) се постига оповестяване чрез пасива на баланса на счетоводната стойност на една акция.

Таблица 11.

Модифициран капиталов баланс на застрахователния брокер към *31.12.202Y г.*

АКТИВИ			ПАСИВИ		
№	Позиция	Сума в лв.	№	Позиция	Сума в лв.
1.	Активи, финансирани с нетекущи пасиви и собствен капитал	Z	1.	Собствен капитал	X
			1.1.	Брой акции	N
			1.2.	Счетоводна стойност на една акция	V
			2.	Нетекущи пасиви	Y
	ОБЩО АКТИВИ:	Z		ОБЩО ПАСИВИ:	Z = X + Y

Заб.: Балансовото число $Z = Z1 + Z2 + Z3 + Z4 = X + Y$

$Y = N \times V$

Финалният етап на балансова модификация изисква привеждане на балансовите данни към **нелийвъриджирана капиталова структура** чрез замяна на наличните нетекущи активи за акции със съответна счетоводна стойност при запазване на обема на дългосрочното финансиране. Определянето на броя акции за финансиране на фирмата чрез нелийвъриджирана капиталова структура фокусира вниманието върху това, което употребата на осигурените в пасива ресурси генерира като приходи и като финансов резултат преди лихви и данъци.

Таблица 12.

Модифициран нелийвъриджиран капиталов баланс на застрахователния брокер към 31.12.202Y г.

АКТИВИ			ПАСИВИ		
№	Позиция	Сума в лв.	№	Позиция	Сума в лв.
1.	Активи, финансирани с нетекущи пасиви и собствен капитал	Z	1.	Собствен капитал	Z
			1.1.	Брой акции	Nm
			1.2.	Счетоводна стойност на една акция	V=const
			2.	Нетекущи пасиви	Y=0
	ОБЩО АКТИВИ:	Z		ОБЩО ПАСИВИ:	Z

Заб.: При $V = Const$, $Nm = Z / V$

4.2. Интегриране на прогнозите за печалба в управленския финансов модел на застрахователния брокер

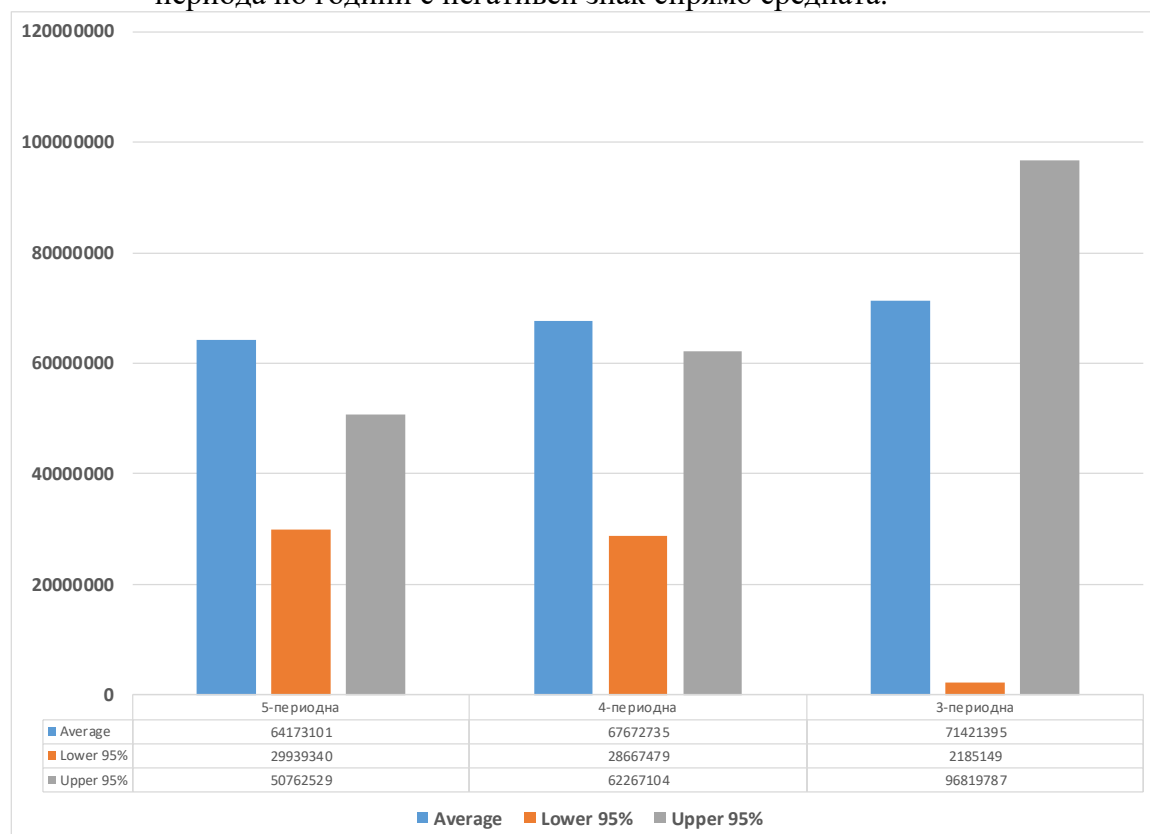
За целите на определяне размера на печалбата преди лихви и данъци (ЕБИТ) на застрахователния брокер следва да се моделира отчетът за приходите и разходите. На база на прогнозите от табл. 9, фиг. 3 и фиг. 4 следва да изведем данни за печалбата преди лихви и данъци върху основата на показателите от отчета за приходите и разходите, като формираме структуриране на приходите и разходите, базирано върху развитието на три сценария:

- **Песимистичен** сценарий за приходите и разходите на застрахователния брокер;
- **Реалистичен** сценарий за приходите и разходите на застрахователния брокер;
- **Оптимистичен** сценарий за приходите и разходите на застрахователния брокер.

Важен момент в прогнозния модел е определянето на вероятностите за тяхното сбъждане. Считаме, че следването на времевата съпоставимост на отчетните периоди е най-обективният критерий за претегляне на трите сценария. За целта, независимо от поредността на съответната година, е необходимо отчетните данни за финансовия резултат да бъдат градиращи по низходящ ред, започвайки от годината с най-висока печалба и стигайки до годината с най-ниска печалба. На тази основа:

- При *тригодишен исторически период на бизнес моделиране*, който може да бъде възприет като времева рамка с достъпни, публични,

одитирани данни (2016-2018 г.) може да определим вероятности за сбъждане на трите сценария от 33,33~% или общо 100,00% кумулативни вероятности. Следователно, оптимистичният сценарий за прогнозния период 2019-2024г. ще бъде с 33,33~% вероятност. Той следва да бъде основан върху резултатите от най-високите позитивни отклонения за периода по години с позитивен знак; реалистичният сценарий ще е с вероятност от 33,33~%, като включва резултатите от средната за периода, докато песимистичният сценарий (с вероятност 33,33~%) ще включва резултатите от най-ниските отклонения за периода по години с негативен знак спрямо средната.



Фигура 5. Сценарийно моделиране на база N-периодни исторически данни за кумулативните приходи от ритейл и корпоративно застраховане
Източник: Авторска интерпретация по данни от табл. 7 при единично регресирание

- При четиригодишен исторически период на бизнес моделиране, който може да бъде възприет като времева рамка с достъпни публични одитирани данни (2015-2018 г.), може да определим вероятности за сбъждане на трите сценария от 25,00% за оптимистичния и песимистичния сценарий и 50% за реалистичния сценарий или общо 100,00% кумулативни вероятности. Следователно, оптимистичният сценарий за прогнозния период 2019-2024 г. ще бъде с 25,00% вероятност. Той отново следва да бъде основан върху екстраполиране на резултатите от най-високите позитивни отклонения за периода по години с позитивен знак; реалистичният сценарий ще е с вероятност от 50,00%, като включва резултатите от средната за периода, докато песимистичният сценарий (с вероятност 25,00%) ще включва

резултатите от най-ниските отклонения за периода по години с негативен знак спрямо средната.

- При *петгодишен исторически период на бизнес моделиране*, който може да бъде възприет като времева рамка с достъпни публични одитирани данни (2014-2018 г.), може да определим вероятности за сбъждане на трите сценария от 20,00% за оптимистичния и песимистичния сценарий и 60% за реалистичния сценарий или общо 100,00% кумулативни вероятности. На тази основа оптимистичният сценарий за прогнозния период 2019-2024 ще бъде с 20,00% вероятност. Той ще бъде основан върху екстраполиране на резултатите от най-високите позитивни отклонения за периода по години с позитивен знак; реалистичният сценарий ще е с вероятност от 60,00%, като включва резултатите от средната за периода, докато песимистичният сценарий (с вероятност 20,00%) ще включва резултатите от най-ниските отклонения за периода по години с негативен знак спрямо средната.

При съблюдаване на капиталовия оптимизационен модел на (Zahariev, 2014), разходите по икономически елементи, калкулирани от одитираните годишни отчети за приходите и разходите, трябва да бъдат аналитично позиционирани в две групи: *първа група* на условно постоянните разходи, и *втора група* на „променливите разходи“. Към тях следва да интегрираме данните от табл. 9 за нетните приходи от продажби (S) на застрахователния брокер, които са базирани върху двете основни бизнес линии на приходно акумулиране:

- Бизнес линия на приходи от корпоративни застраховки;
- Бизнес линия на приходи от ритейл брокеридж.

Така за всяка от 4-те групи финансови показатели от ОПР може да се изчисли средна стойност за изследвания период и да се пристъпи към финалната задача пред всяко едно бизнес моделиране, извеждане на прогнозна стойност на застрахователния брокер на база на прогнозния паричен поток (Ненков, 2017) и капиталовите модификации, отчитащи ефекта на финансовия лийвъридж и екзогенните въздействия върху бизнеса (Проданов, 1999). Естествено, тези прогнози попадат и в обхвата на прогнозирането на поведението (Kanev & Terziev, 2017) на икономическите агенти, които в крайна сметка преценяват кога и доколко да застраховат. Алтернативата на застраховането е и си остават операциите на срочните пазари за хеджиране на риска (Недев, 2014), където финансовите деривати (Simeonov, 2012) предлагат широк спектър от възможни решения.

Заклучение

При изследване с фокус върху brutните премийни приходи от корпоративни застраховки и от ритейл брокеридж се установява приходният капацитет на застрахователния брокер³. В резултат на модела се достига до генериране на прогнозни стойности за периода 2019-2023 година, като първо се прогнозира екзогенните променливи, а на тяхна основа – главните целеви променливи. Изграденият модел има изключително висока описателна

³ Заб. Участието на авторите в написването на това изследване е както следва: проф. д-р Андрей Захариев е написал въведението, резюмето и част 4.1; ас. д-р Стефан Станимиров е написал част 4.2; останалите части от изследването са написани от докт. Николай Здравков.

способност – като за историческия период двете криви – с реални отчетни данни и моделираната – практически съвпадат. На тази база, прогнозната част може да се приеме за релевантна за целите на управленския финансов модел. До аналогични резултати се достига и при моделирането и прогнозирането на ритейл премиите, което е основа на печалбата на застрахователния брокер.

Използвани източници

- Box, G. & Jenkins, G. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.
- Buric, M., Smolovic, J., Bozovic, M. & Filipovic, A. (2017). Impact of economic factors on life insurance development in Western Balkan Countries. *Proceedings of Rijeka School of Economics*, 331-352.
- Damodaran, A. (2013). Valuing Financial Services Firms. *Journal of Financial Perspectives*, 1(1). Извлечено от <https://ssrn.com/abstract=3075980>
- Damodaran, A. (2020). *Damodaran Online: Data: Current*. Извлечено от Damodaran Online: http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/New_Home_Page/datafile/ctryprem.htm
- EC. (15 04 2020 г.). *Economic forecast for Bulgaria*. Извлечено от An official website of the European Union: Economy growth rate European Commission https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/economic-performance-and-forecasts/economic-performance-country/bulgaria/economic-forecast-bulgaria_en
- Elton, E., Gruber, M., Brown, S., & Goetzmann, W. (2003). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, 6th Edition*. New York.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 111-120.
- Gujarati, D. (2004). *Basic Econometrics*. New York.
- Haiss, P. &. (2008). The Relationship Between Insurance and Economic Growth in Europe: A Theoretical and Empirical Analysis. *Empirica*, 405-431.
- Kanev, D., & Terziev, V. (2017). Behavioral economics: development, condition and perspectives. *Proceedings of SOCIOINT 2017- 4th International Conference on Education, Social Sciences and Humanities* (стр. 595-605). Dubai: SOCIOINT. doi:978-605-82433-1-6
- Prodanov, S., Zahariev, A., & Ganchev, A. (2009). Encyclopedia of the Modern Portfolio Management . *Narodnostopaski arhiv*, 172-174.
- Simeonov, S. (2012). *Financial Derivatives*. V. Tarnovo: ABAGAR.
- SPSS IBM Statistics 19. (2012). SPSS IBM Statistics 19. Извлечено от <http://www-01.ibm.com/software/analytics/spss/>
- Zahariev, A. (30 June 2014 г.). Issues of corporate capital optimisation in Bulgaria. *Business Management*, 26-47.
- Ерусалимов, Р. & Василев, В. (2018). *Икономика на застраховането*. Свищов: АИ Ценов.
- Захариев, А. (2012). Оптимизация на капиталовата структура на фирмите в България (2011) – технология и практика. *Диалог*, 47-82.
- Костов, Д. (2018). *Финансово моделиране с MS Excel за докторанти*. Свищов: АИ Ценов.
- Недев, Т. (2014). *Базови стратегии с опции и фючърси*. София: Издателски комплекс - УНСС. doi:ISBN: 978-954-644-995-5

- Ненков, Д. (2015). *Определяне на стойността на компаниите*. София: ИК на УНСС. doi:ISBN 978-954-644-779-1
- Ненков, Д. (2017). Финансово управление за създаването на стойност в компаниите. *Икономическа мисъл*, кн. 6, стр. 33-47.
- Петков, П. (2010). *Иконометрия с Gretl и Excel*. Свищов: АИ Ценов.
- Проданов, С. (1999). Модели за отчитане на екзогенни въздействия върху инвестиционния избор. От *Капиталово бюджетиране* (стр. 113-152). В.Търново: Абагар.

