مجلة التجارة والتمويل

https://caf.journals.ekb.eg/

كلية التجارة – جامعة طنطا

العدد : الرابع

ديسمبر 2023

(الجزء الثانى)

Bayesian GLS Identification of Autoregressive Moving Average Models

Howaida Elsayed

Assistant Professor Applied Statistics at Business Administration Department, College of Business, King Khalid University, Abha, Saudi Arabia.

email: helsayed@kku.edu.sa

Abstract

In this article, a new Bayesian approach is used to identify the autoregressive moving average models. Employing approximation error is the foundation of the suggested Bayesian methodology. We take into consideration presence of an approximation error when substituting lagged errors of the original autoregressive moving average model with suitably lagged residuals from along autoregression . The direct Bayesian identification approach is utilized for solving the Bayesian identification issue of autoregressive moving average processes employing both informative and non-informative priors. The theoretical derivations of the direct Bayesian identification approach are carried out utilizing the aforementioned priors. We compare the effectiveness of the Broemeling and Shaarawy approach with proposed Bayesian approach for determining the orders of autoregressive moving average models by utilizing an actual data set and numerous simulated experiments. The outcomes of simulations and actual data demonstrate that the suggested approach is superior to the Broemeling and Shaarawy approach for determining the orders of autoregressive moving average processes.

MSC: 62M10, 62C10, 37M10, 91B84.

Keywords: Autoregressive Moving Average Models, Generalized Least Squares (GLS) Approach, Approximate Error, Prior Distribution, Posterior Distribution, Bayesian Identification.

1.Introduction

Time series models play a significant position in the modeling of time series data in several fields. The literature on time series analysis can be classified into two categories: non-Bayesian (classical) and Bayesian approaches. Box –Jenkins [1976] is the most well-known non-Bayesian approach for analyzing time series data. It is composed of four stages: identification, estimation, diagnostic checking, and forecasting. In contrast, the foundation of Bayesian time series analysis is Bayes' theorem. This theorem integrates the likelihood function containing observable sample information (data) with the prior parameter distribution to acquire the posterior distribution. Identification is the first step of time series analysis and is an essential position in time series analysis, and the accuracy of the subsequent steps depends on it. Identifying an autoregressive moving average processes involves determining the orders p and q of an autoregressive moving average models. There is no ultimate optimum identification approach. Therefore, this article focuses solely on the Bayesian identification of ARMA models applying the proposed Bayesian methodology, denoted by the Bayesian Generalized Least Squares (BGLS) approach, utilizing the approximation error's exact stochastic structure.

In the literature on the Bayesian identification approach, there are well-known direct and indirect techniques. Diaz and Farah [1981] introduced the direct technique for autoregressive (AR) models, which considers the time series model's orders are random variables that have a known maximum and are unknown, and the issue with identification is to determine the posterior mass function of these orders. Afterward, the posterior probabilities are computed to determine the model's order as a point estimate by selecting the order with the highest probability. The direct approach has been expanded to seasonal autoregressive (SAR) processes by Shaarawy and Ali [2003]. The direct technique has been expanded to ARMA processes by Ali [2003]. The direct approach was expanded to include MA models by Shaarawy et al. [2007]. The direct approach has been extended to multivariate AR models by Shaarawy and Ali [2008]. Ali (2009) extended the technique proposed by Shaarawy et al. (2007) in order to identify the mixed ARMA (p, q) processes. Moreover, the direct approach has been extended to seasonal multivariate AR processes by Shaarawy and Ali [2015]. The direct method for determining the ordering of vector MA models with seasonality has been expanded by Shaarawy et al. [2021]. The direct technique has been extended to MA models by Al Bassam et al. [2022]. The indirect method suggested by Shaarawy and Broemeling [1987], which views the model's parameter number as an unknown constant with a known maximum. Ismail et al. [2016] have extended the indirect approach to moving average (MA) processes utilizing a suggested Bayesian methodology to identify moving average (MA) processes. In this article, we utilize the direct Bayesian approach to determine the autoregressive moving average (ARMA) models' orders. Broemeling and Shaarawy [1988] introduced an approximation approach to eliminate the nonlinearity of errors in the model. This approximation method is based on calculating the residuals recursively using nonlinear least squares estimates NLSE's and then replacing the lagged errors of the model with their corresponding lagged residuals. This method disregards the estimation error that occurs when true errors are substituted by their estimates.

Ismail et al. [2015] have expanded the direct approach to moving average (MA) processes utilizing a proposed Bayesian methodology to identify moving average models. The technique's foundation is the substitution of suitably lagged residuals from a long autoregressive model for the lagged errors of the original MA model. In contrast to Broemeling and Shaarawy [1988], the precise structure of the approximation error when substituting genuine errors with matching residuals is obtained and utilized in the derivation of the posterior probability mass function of the model order. This article's primary goal is to establish Bayesian GLS identification for the ARMA model using the derived exact stochastic structure of approximation (estimation) error.

In numerous fields, including business, economics, engineering, and the natural sciences, an autoregressive moving average processes, often known as ARMA (p, q), is widely utilized for modeling time series data. The main issue with Bayesian time series identification of ARMA models is that the model errors are nonlinear functions in the model coefficients, and the likelihood function is complex and analytically intractable. Consequently, numerical integration is required for Bayesian identification.

Ismail (2009, 2012) proposed the Bayesian Generalized Least Squares (BGLS) method to estimate the moving average processes . Ismail and Abd El-Aziz (2010) have extended the proposed methodology to estimate autoregressive moving average models. The innovation substitution (IS) method, which was introduced by Koreisha and Pukkila (1989), is the foundation of this methodology. It is a quick and simple way to estimate errors by employing the ordinary least squares (OLS) approach rather than the costly nonlinear least squares estimates (NLS'E) used in Broemeling and Saharawy's method. Ismail et al. [2015] have expanded the direct approach to moving average (MA) processes utilizing the proposed Bayesian methodology BGLS to determine moving average processes. In contrast to Broemeling and Shaarawy [1988], the posterior probability mass function of the model order is derived using the precise structure of the approximation error when actual errors are substituted with corresponding residuals.

This article's primary goal is to propose a new Bayesian approach BGLS for the identification of ARMA processes utilizing the derived exact stochastic structure of approximation (estimation) error. This proposed approach depends on substituting lagged errors of the original autoregressive moving average processes with lagged residuals from a long autoregression. To demonstrate and evaluate the effectiveness of the suggested technique, it is compared to the Broemeling and Shaarawy methods using a real data set and many simulation studies.

The article's remaining sections are sorted as follows: In Section 2, the suggested method is presented, the autoregressive moving average processes are discussed, and the approximation (estimation) error is driven. The approximate conditional likelihood function is shown in Section 3, while Section 4 shows the direct Bayesian identification method. The simulation study is presented in Section 5. The details about real data used for Bayesian identification and results derived from this study are clarified in Section 6. Finally, some conclusions are displayed in Section 7.

2. Autoregressive Moving Average Models and The Approximation Error

An autoregressive moving average of order p and q for a time series (y_t), labeled as ARMA (p, q), able to represent in the compact form shown below [see Box and Jenkins (1976)]:

$$\Phi_p(B)y_t = \Theta_q(\mathrm{B})\varepsilon_\mathrm{t} \qquad (1)$$

Where B is the backshift operator, denoted as $B^r y_t = y_{t-r}$, the autoregressive polynomial of order p is $\Phi_p(\mathrm{B}) = (1 - \phi_1 \mathrm{B} - \phi_2 \mathrm{B}^2 - \cdots - \phi_\mathrm{p} \mathrm{B}^\mathrm{p})$, the moving polynomial of order is $\Theta_q(\mathrm{B}) = (1 - \theta_1 \mathrm{B} - \theta_2 \mathrm{B}^2 - \cdots - \theta_\mathrm{q} \mathrm{B}^\mathrm{q})$, the errors $\varepsilon_t's$ are assumed to i.i.d normally distributed variable with zero mean and variance τ^{-1}, where $\tau = 1/_{\sigma^2} > 0$ is the precision parameter, $y_t's$ are observations. If $\Phi_q(\mathrm{B})$ has roots that are not inside the circle of unit, then the ARMA (p, q) model is stationary lay outside of the circle of unit. If $\Theta_q(\mathrm{B})$ has roots that are not inside the circle of unit, then the model is invertible. Using n observations $\underline{Y}^T = (y_1, y_2, \ldots, y_n)$ to calculate values the orders of the ARMA model p and q, which are unknown.

Following Ismail's approach [2009, 2010,2015] depends on replacing the original model's lagged errors with the suitable lagged residual from a long autoregression of order L as :

$$y_t = \sum_{i=1}^{L} \hat{\pi}_i \; y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t, \tag{2}$$

Where $\hat{\pi}_1, \hat{\pi}_2, \dots, \hat{\pi}_L$ are the estimated parameters of the autoregression of order L, $\hat{\varepsilon}_t$ is estimate of ε_t and the choice of L is determined as $\sqrt{n}$ has been validated in Koreisha and Pukkila [1990a, 1990b] utilized extensive simulation studies.

The approach of Ismail does not disregard the estimation(approximation) error, denoted by a_t for short, that arise when replacing the error with their corresponding lagged residuals. It uses the innovations substitution estimation (IS) suggested by Koresiha and Pukkila (1989), which is a quick and easily implemented estimation approach for estimating the errors, as opposed to the expensive nonlinear least squares estimates utilized by Broemeling and Saharawy's approach.

Define a_t as

$$\mathrm{a_t} = \varepsilon_t - \hat{\varepsilon}_t \tag{3}$$

Using Eq. (2), $\hat{\varepsilon}_t$ can be expressed as

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \sum_{i=1}^{L} \hat{\pi}_i \; y_{t-i},$$

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - (\hat{\pi}_1 y_{t-1} + \hat{\pi}_2 y_{t-2} + \cdots + \hat{\pi}_L y_{t-L})$$

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{\Pi}_L(B) y_t \tag{4}$$

Where $\hat{\Pi}_L(B) = [1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \cdots - \pi_L B^L]$ is a polynomial function of order L. By utilizing (1) and replacing y_t in (4), we obtain

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{\Pi}_L(B) \frac{\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})} \varepsilon_t \tag{5}$$

Using (3) and (5), the approximation error can be represented as a function in ε_t as follows:

$$a_t = \varepsilon_t - \hat{\Pi}_L(B) \frac{\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})} \varepsilon_t$$

$$a_t = \left[1 - \hat{\Pi}_L(B) \frac{\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})}\right] \varepsilon_t \tag{6}$$

3.An Approximate Conditional Likelihood Function

In this section, the approximate conditional likelihood function for ARMA processes is derived, replacing for ε_t in (1) using (3), (5) and (6) results in the model

$$\Phi_p(B)y_t = \Theta_q(\mathrm{B})\varepsilon_t$$
$$\Phi_p(B)y_t = \Theta_q(\mathrm{B})[\hat{\varepsilon}_t + a_t]$$
$$\Phi_p(B)y_t = \Theta_q(\mathrm{B})\hat{\varepsilon}_t + \Theta_q(\mathrm{B})a_t \qquad (7)$$

$$\Phi_p(B)y_t = -\sum_{j=1}^{q}\theta_j\,\hat{\varepsilon}_{t-j} + \hat{\varepsilon}_t + \Theta_q(\mathrm{B})\left[1 - \hat{\Pi}_L(B)\frac{\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})}\right]\varepsilon_t$$

$$\Phi_p(B)y_t = -\textstyle\sum_{j=1}^{q}\theta_j\,\hat{\varepsilon}_{t-j} + \hat{\Pi}_L(B)\frac{\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})}\varepsilon_t + \Theta_q(\mathrm{B})\left[1 - \hat{\Pi}_L(B)\frac{\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})}\right]\varepsilon_t$$

$$\Phi_p(B)y_t = -\sum_{j=1}^{q}\theta_j\,\hat{\varepsilon}_{t-j} + \left[\frac{\hat{\Pi}_L(B)\,\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})} + \Theta_q(\mathrm{B})\left[1 - \frac{\hat{\Pi}_L(B)\,\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})}\right]\right]\varepsilon_t$$

$$\Phi_p(B)y_t = -\textstyle\sum_{j=1}^{q}\theta_j\,\hat{\varepsilon}_{t-j} + \left[\frac{\hat{\Pi}_L(B)\,\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})} + \Theta_q(\mathrm{B}) - \Theta_q(\mathrm{B})\left(\frac{\hat{\Pi}_L(B)\,\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})}\right)\right]\varepsilon_t$$

$$\Phi_p(B)y_t = -\sum_{j=1}^{q}\theta_j\,\hat{\varepsilon}_{t-j} + \left[\Theta_q(\mathrm{B}) + \left(1 - \Theta_q(\mathrm{B})\right)\left(\frac{\hat{\Pi}_L(B)\,\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})}\right)\right]\varepsilon_t$$

$$\Phi_p(B)y_t = -\sum_{j=1}^{q}\theta_j\,\hat{\varepsilon}_{t-j} + \eta_t$$

$$\left(1 - \phi_1\mathrm{B} - \phi_2\mathrm{B}^2 - \cdots - \phi_p\mathrm{B}^p\right)y_t = -\sum_{j=1}^{q}\theta_j\,\hat{\varepsilon}_{t-j} + \eta_t$$

$$y_t - \sum_{i=1}^{p}\phi_i\,y_{t-i} = -\sum_{j=1}^{q}\theta_j\,\hat{\varepsilon}_{t-j} + \eta_t$$

Substituting for $\Phi(B), \Theta_q(\mathrm{B}),\ a_t\ and\ \hat{\varepsilon}_t$ in (7), we get

$$y_t = \sum_{i=1}^{p}\phi_i\,y_{t-i} - \sum_{j=1}^{q}\theta_j\,\hat{\varepsilon}_{t-j} + \eta_t \qquad (8)$$

Where

$$\eta_t = \left\{\Theta_q(\mathrm{B}) + \left(1 - \Theta_q(\mathrm{B})\right)\left(\frac{\hat{\Pi}_L(B)\,\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})}\right)\right\}\varepsilon_t \qquad (9)$$

$$\eta_t = \left\{\Theta_q(\mathrm{B})\frac{\Phi_p(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})} + \left(1 - \Theta_q(\mathrm{B})\right)\left(\frac{\hat{\Pi}_L(B)\,\Theta_q(\mathrm{B})}{\Phi_p(\mathrm{B})}\right)\right\}\varepsilon_t$$

$$\eta_t = \left\{\Theta_q(\mathrm{B})\Phi_p(\mathrm{B}) + \left(1 - \Theta_q(\mathrm{B})\right)\left(\widehat{\Pi}_L(B)\ \Theta_q(\mathrm{B})\right)\right\}\frac{\varepsilon_t}{\Phi_p(\mathrm{B})}$$

$$\eta_t\Phi_p(\mathrm{B}) = \left\{\Theta_q(\mathrm{B})\Phi_p(\mathrm{B}) + \left(1 - \Theta_q(\mathrm{B})\right)\left(\widehat{\Pi}_L(B)\ \Theta_q(\mathrm{B})\right)\right\}\ \varepsilon_t$$

$$\eta_t\Phi_p(\mathrm{B}) = \Psi_{q^*}(B)\ \varepsilon_t$$

$$\eta_t = \sum_{i=1}^{p} \phi_i\ \eta_{t-i} + \Psi_{q^*}(\mathrm{B})\ \varepsilon_t \qquad (10)$$

$$\eta_t = \sum_{i=1}^{p} \phi_i\ \eta_{t-i} + \sum_{j=1}^{q^*} \psi_j\ \varepsilon_{t-j} + \psi_0\ \varepsilon_t \qquad (11)$$

Where

$$\Psi_{q^*}(\mathrm{B}) = \Theta_q(\mathrm{B})\Phi_p(\mathrm{B}) + \left(1 - \Theta_q(\mathrm{B})\right)\left(\widehat{\Pi}_L(\mathrm{B})\ \Theta_q(\mathrm{B})\right) \qquad (12)$$

$q^* = max[(p+q),(2q+1)]$, $\psi_0 = 1$, and $\psi_j's$ are determined by contrasting the coefficients in (11)

Letting the initial residuals be zeros, i.e., $\varepsilon_0 = \varepsilon_{-1} = \cdots = \varepsilon_{p-2q^*-L} = 0$, where $q^* > p+1$, the model (1) can be represented in a matrix with the following form

$$\underline{Y} = X\underline{\gamma} + \underline{\eta} \qquad (13)$$

Where $\underline{Y}^T = (y_{p+1}, y_{p+2}, \ldots, y_{n-1}, y_n)$, $\underline{\gamma}^T = (\phi_1, \phi_2, \ldots, \phi_p, \theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q)$ is the parameter vector, $\underline{\eta}^T = (\eta_{p+1}, \eta_{p+2}, \ldots, \eta_{n-1}, \eta_n)$, X is $(n-p) \times (p+q)$ matrix with t^{th} row $(y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_{t-p}, -\varepsilon_{t-1}, -\varepsilon_{t-2}, \ldots, -\varepsilon_{t-q})$, $t = p+1, p+2, \ldots, n$. The error vector $\underline{\eta}$ has a multivariate normal distribution with zero mean vector and matrix of variance-covariance $[\Sigma = \tau^{-1}\Omega]$, the matrix Ω is a symmetric positive definite Toeplitz matrix and the covariance structure depends on the orders of ARMA models [for details Wei (2006)]. Using model (13), the likelihood function can be written as:

$$L\left(\underline{\gamma}(p,q), p, q, \tau|\underline{Y}\right) \propto \tau^{\left(\frac{n-p}{2}\right)} \exp\left[-\frac{\tau}{2}\left(\underline{Y} - X\underline{\gamma}(p,q)\right)^T \Omega^{-1}\left(\underline{Y} - X\underline{\gamma}(p,q)\right)\right] \qquad (14)$$

where $\underline{\gamma}(p,q) = \left(\phi_{p1}, \phi_{p2}, \ldots, \phi_{pp}, \theta_{q1}, \theta_{q2}, \ldots, \theta_{qq}\right) \in R^{p+q}, p = 1,2, \ldots K_1$, $q = 1,2, \ldots, K_2$, $\tau > 0$, where K_1 , K_2 are the maximum potential value of p, q in the case of the direct identification technique. Because the components of Ω are nonlinear functions in the model coefficients $(\phi_{p1}, \phi_{p2}, \dots, \phi_{pp}, \theta_{q1}, \theta_{q2}, \dots, \theta_{qq})$, the likelihood function (14) is a complicated function in $\underline{\gamma}(p,q)$. Consequently, in order to do Bayesian estimate for $\underline{\gamma}(p,q)$, numerical integration is required. This problem can be resolved by obtaining an estimated matrix $\hat{\Omega}$ by substituting the elements of $\underline{\gamma}(p,q)$ in the matrix Ω with by their estimates $\underline{\hat{\gamma}}(p,q)$ obtained by IS approach. This is because the IS estimates for ARMA parameters are produced by applying the OLS method to the ARMA model after substituting lagged errors with corresponding lagged residuals from along autoregressive.

Substituting the matrix Ω by its estimate $\hat{\Omega}$in (14) yields an approximate conditional likelihood function that like the following:

$$L^*\left(\underline{\gamma}(p,q), p, q, \tau | \underline{Y}\right) \propto \tau^{\left(\frac{n-p}{2}\right)} \exp\left[-\frac{\tau}{2}\left(\underline{Y} - X\underline{\gamma}(p,q)\right)^T \hat{\Omega}^{-1}\left(\underline{Y} - X\underline{\gamma}(p,q)\right)\right] \quad (15)$$

The direct application of (15) is challenging since it requires the Toeplitz matrix $\hat{\Omega}$ to be inverted, which can be computationally demanding, especially for high n. Nevertheless, the precise transformation matrix R, such as that $R^T R = \Omega^{-1}$ was determined by Galbraith and Zinde-Walsh [1992]. It is feasible to create an estimated transformation matrix $\hat{R}$ using the IS parameters estimates, such that $\hat{\Omega}^{-1} = \hat{R}^T \hat{R}$. Consequently, the following is an approximate conditional probability function:

$$L^*\left(\underline{\gamma}(p,q), p, q, \tau | \underline{Y}\right) \propto \tau^{\left(\frac{n-p}{2}\right)} \exp\left[-\frac{\tau}{2}\left(\underline{Y} - X\underline{\gamma}(p,q)\right)^T \left(\hat{R}^T \hat{R}\right)\left(\underline{Y} - X\underline{\gamma}(p,q)\right)\right] \quad (16)$$

$$L^*\left(\underline{\gamma}(p,q), p, q, \tau | \underline{Y}\right) \propto \tau^{\left(\frac{n-p}{2}\right)} \exp\left[-\frac{\tau}{2}\left(\underline{Y}^* - X^*\underline{\gamma}(p,q)\right)^T \left(\underline{Y}^* - X^*\underline{\gamma}(p,q)\right)\right] \quad (17)$$

Where $\underline{Y}^* = \hat{R}\underline{Y}$ and $X^* = \hat{R}X$.

The approximation conditional likelihood function employed by Broemeling and Shaarawy [1988] is a simplification of (16) when $\hat{R} = \hat{\Omega} = \mathrm{I}_{n-p}$ where I_{n-p} is the unit matrix of order n-p.

4. Direct Bayesian Identification

This technique considers the orders p and q of the mixed ARMA models are unidentified random variables with maximum values that are known. The challenge is to determine the posterior probabilities over all conceivable orders by determining the joint posterior probability function of orders p and q. subsequently the model order is chosen, corresponding to the highest posterior probability as the identified orders. In other words, the identified model selects the value of (p, q) with the highest probability. In contrast to Broemeling and Shaarawy [1988], this section presents the direct Bayesian identification procedure for the mixed ARMA processes utilizing the suggested approach, it is dependent on the innovation substitution method (IS) and takes into consideration estimate (approximation) error into. The IS estimates for the ARMA parameters are obtained via the ordinary least squares (OLS) approach after appropriate lagged residuals from a long autoregressive are substituted for lagged errors in the ARMA model.

Using both normal-gamma and Jefferys′ priors, the posterior distribution of an autoregressive moving average model is calculated. The rationale for using normal gamma prior to the approximate conditional likelihood function (15) is that a function in the parameters is a normal gamma density (see Broemeling [1985]). The following is an appropriate choice for proper prior distribution to conjugate prior distribution:

Consider the following prior assumptions:

- The conditional prior density of $\underline{\gamma}(p,q)$given $p, q, and\ \tau$ has a multivariate normal prior distribution with a vector of mean $\underline{M}(p,q)$ and precision matrix $\tau V(p,q)$ (i.e. matrix of variance-covariance $\Sigma = {}^{1}/_{\text{precision matrix}} = \tau^{-1}V^{-1}(p,q)$) ,denoted by $\xi_1\left(\underline{\gamma}(p,q)|p,q,\tau\right) \sim N\left(\underline{M}(p,q), \tau^{-1}V^{-1}(p,q)\right)$, where $\tau > 0$, $V(p,q)$ is a square positive definite matrix of order (p+q) as the following form:

$$\xi_1\left(\underline{\gamma}(p,q)|p,q,\tau\right) = \frac{\tau^{\frac{p+q}{2}}|V(p,q)|^{\frac{1}{2}}}{(2\pi)^{\frac{p+q}{2}}} \exp\left\{-\frac{\tau}{2}\left(\underline{\gamma}(p,q) - \underline{M}(p,q)\right)^T V(p,q)\left(\underline{\gamma}(p,q) - \underline{M}(p,q)\right)\right\} \quad (18)$$

- Let us assume the independence of p, q, and τ. Consequently, the marginal prior density of τ has a gamma density with parameters $\alpha\ and\ \beta$ as the following:

$$\xi_2(\tau) \sim Gamma\ (\alpha, \beta)$$

$$\xi_2(\tau) \propto \tau^{\alpha-1} e^{-\tau\beta},\ \tau > 0\ , \alpha > 0 \text{ and } \beta > 0 \qquad (19)$$

- The marginal prior probability mass function density of p *and* q is uniform.

$$\xi_3(p, q) = K_1^{-1} x\ K_2^{-1} \qquad (20)$$

$$p = 1, 2, \ldots, K_1, q = 1, 2, \ldots, K_2$$

The direct technique assigns a probability to each pair of values of (p, q) or, more specifically, to each of the $K_1 x K_2$ of the ARMA process.

Using these quantities, we assert the subsequent theorem.

The approximate marginal posterior probability mass function of the autoregressive moving average(ARMA) model orders p and q, which can be obtained by integrating out $\underline{\gamma}(p, q)$ and τ, respectively, as shown by the subsequent theorem.

Theorem: Given n observation $\underline{Y}^T = (y_1, y_2, \ldots, y_n)$from autoregressive moving average (ARMA) model given by (1), an approximate conditional likelihood function in (17) and the joint prior density given by (21), then the approximate marginal posterior probability mass function of the autoregressive moving average orders p and q is

$$\xi^*(p, q|\underline{Y}) \propto \frac{|A|^{\frac{-1}{2}} \Gamma^{\frac{(2\alpha+n-p)}{2}}}{|V(p,q)|^{\frac{-1}{2}} (\pi)^{\frac{n-p}{2}}} [C - B^T A^{-1} B]^{-\frac{(2\alpha+n-p)}{2}} \qquad (21)$$

$$p = 1, 2, \ldots, K_1, q = 1, 2, \ldots, K_2$$

Where

$A = [X^{*T} X^* + V(p, q)]$, $B = [X^{*T} \underline{Y}^* + V(p, q)\ \underline{M}(p, q)]$, and $C = \underline{Y}^{*T} \underline{Y}^* + \underline{M}(p, q)^T V(p, q) \underline{M}(p, q) + 2\beta$.

$\because \underline{Y}^* = \hat{R}\underline{Y}\ , X^* = \hat{R}X\ , and\ \hat{\Omega}^{-1} = \hat{R}^T \hat{R}.$

$\therefore \underline{Y}^{*T} \underline{Y}^* = (\widehat{R\underline{Y}})^T \hat{R}\underline{Y} = Y^T \hat{R}^T \hat{R}\underline{Y} = Y^T \hat{\Omega}^{-1} \underline{Y}$

$X^{*T} X^* = (\widehat{RX})^T \hat{R}X = X^T \hat{R}^T \hat{R}X = X^T \hat{\Omega}^{-1} X$

$X^{*T} \underline{Y}^* = (\widehat{RX})^T \hat{R}\underline{Y} = X^T \hat{R}^T \hat{R}\underline{Y} = X^T \hat{\Omega}^{-1} \underline{Y}$

Proof: The following procedures can be used to prove the theorem

- Multiplying Eq. (18) by both Eq. (19) and Eq. (20), The joint prior distribution of the model parameters $\underline{\gamma}(p,q), p, q$ *and* τ is as follows:

$$\xi\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau\right) \propto K_1^{-1} K_2^{-1} \tau^{\frac{p+q+2\alpha}{2}-1} |V(p,q)|^{\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{\tau}{2}\left(\left(\underline{\gamma}(p,q)-\underline{M}(p,q)\right)^T V(p,q)\left(\underline{\gamma}(p,q)-\underline{M}(p,q)\right)+2\beta\right)\right\} \quad (22)$$

where $\underline{\gamma}(p,q) = \left(\phi_{p1},\phi_{p2},\dots,\phi_{pp},\theta_{q1},\theta_{q2},\dots,\theta_{qq}\right) \in R^{p+q}, p = 1,2,\dots K_1$, $q = 1,2,\dots,K_2$, where K_1 , K_2 are the biggest possible orders of p, q, respectively.

- Combining the approximate likelihood function $L^*\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau|\underline{Y}\right)$ in Eq. (17), with the joint prior density $\xi\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau\right)$ in Eq. (22) through Bayes theorem yields an approximate joint posterior distribution of the parameters $\underline{\gamma}(p,q), p, q,$ *and* τ as follows:

$$\xi^*\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau|\underline{Y}\right) \propto L^*\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau|\underline{Y}\right)\ \xi\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau\right)$$

$$\xi^*\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau|\underline{Y}\right) \propto \frac{\tau^{\frac{2\alpha+q+n}{2}-1}}{(2\pi)^{\frac{n+q}{2}}} |V(p,q)|^{\frac{1}{2}}$$

$$\exp\left\{-\frac{\tau}{2}\left(\left(\underline{\gamma}(p,q)-\underline{M}(p,q)\right)^T V(p,q)\left(\underline{\gamma}(p,q)-\underline{M}(p,q)\right)+2\beta+\left(\underline{Y}^*-X^*\underline{\gamma}(p,q)\right)^T\left(\underline{Y}^*-X^*\underline{\gamma}(p,q)\right)\right)\right\} \quad (23)$$

The above is an approximate joint posterior distribution of the parameters $\underline{\gamma}(p,q), p,\ q$ *, and* τ has also the normal gamma distribution.

- The identification of the terms in the exponent of the approximate joint posterior distribution and reformulation in a quadratic form is as follows:

1- $\left(\underline{Y}^*-X^*\underline{\gamma}(p,q)\right)^T\left(\underline{Y}^*-X^*\underline{\gamma}(p,q)\right) = \underline{Y}^{*T}\underline{Y}^* - 2\underline{\gamma}(p,q)^T X^{*T}\underline{Y}^* + \underline{\gamma}(p,q)^T(X^{*T}X^*)\underline{\gamma}(p,q)$

2- $\left(\underline{\gamma}(p,q)-\underline{M}(p,q)\right)^T V(p,q)\left(\underline{\gamma}(p,q)-\underline{M}(p,q)\right)$

$= \underline{\gamma}(p,q)^T V(p,q)\,\underline{\gamma}(p,q) - 2\underline{\gamma}(p,q)^T V(p,q)\underline{M}(p,q) + \underline{M}(p,q)^T V(p,q)\,\underline{M}(p,q)$

3 − 2β

When adding 1, 2, and 3, we obtain:

$$\xi^*\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau|\underline{Y}\right) \propto \frac{\tau^{\frac{2\alpha+q+n}{2}-1}}{(2\pi)^{\frac{n+q}{2}}} |V(p,q)|^{\frac{1}{2}} \quad exp\left\{-\frac{\tau}{2}\left(C-2\,\underline{\gamma}(p,q)^T B+\underline{\gamma}(p,q)^T A\underline{\gamma}(p,q)\right)\right\} \ (24)$$

Where

$A = [X^{*T}X^{*} + V(p,q)]$

$B = [X^{*T}\underline{Y}^{*} + V(p,q)\,\underline{M}(p,q)]$

$C = \underline{Y}^{*T}\underline{Y}^{*} + \underline{M}(p,q)^{T}V(p,q)\underline{M}(p,q) + 2\beta$

- Completing the exponent square in (24) with regard to $\underline{\gamma}(p,q)$ and then integrate out over $\underline{\gamma}(p,q)$and τ , respectively. The joint posterior distribution of $\underline{\gamma}(p,q), p,\ q\ and\ \tau$ becomes.

$$\xi^{*}\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau|\underline{Y}\right) \propto \frac{\tau^{\frac{2\alpha+q+n}{2}-1}}{(2\pi)^{\frac{n+q}{2}}}|V(p,q)|^{\frac{1}{2}}\ exp\left\{-\frac{\tau}{2}(C-B^{T}A^{-1}B)\right\}$$
$$exp\left\{-\frac{\tau}{2}\left(\underline{\gamma}(p,q)-A^{-1}B\right)^{T}A\left(\underline{\gamma}(p,q)-A^{-1}B\right)\right\} \tag{25}$$

Following that, integration regarding $\underline{\gamma}(p,q)$, the marginal joint posterior distribution of $p,q\ and\ \tau\ is$

$$\xi^{*}(p,q,\tau|\underline{Y}) \propto \frac{\tau^{\frac{2\alpha+n-p}{2}-1}|V(p,q)|^{\frac{1}{2}}}{(2\pi)^{\frac{n-p}{2}}|A|^{\frac{1}{2}}}\ \ exp\left\{-\frac{\tau}{2}\ [C-\ B^{T}A^{-1}B]\right\}$$

Afterward, eliminating τ leads by integration regarding $\tau, we\ get\ the$ marginal posterior mass function of p and q

$$\xi^{*}(\,p,q|\underline{Y}) \propto \frac{|A|^{\frac{-1}{2}}\Gamma\frac{(2\alpha+n-p)}{2}}{|V(p,q)|^{\frac{-1}{2}}(\pi)^{\frac{n-p}{2}}}[C-\ B^{T}A^{-1}B]^{-\frac{(2\alpha+n-p)}{2}}$$

The proof has been completed.

When there is minimal knowledge regarding hyperparameters, namely $\underline{M}(p,q),\ V(p,q),\ \alpha\ and\ \beta$, one may use Jefferys' prior replaces Normal-Gamma prior distribution. Consequently, the Jefferys' prior distribution is

$$\xi\left(\underline{\gamma}(p,q),p,q,\tau\right) \propto \tau^{-1} \tag{26}$$

Therefore, Jefferys' prior (26) is a particular case of the joint prior distribution of the parameters $\underline{\gamma}(p,q), p, q$, and τ when $\beta = 0, V(p,q) = 0$, and $\alpha = -(p+q)/2.$, as demonstrated by the following corollary. The following corollary shows that.

Corollary: The approximate marginal posterior probability mass function of the autoregressive moving average orders p and q can be determined by combining the approximate likelihood function (17) and the non-informative prior density (26), which is expressed as follows:

$$\xi^{**}(p,q|\underline{Y}) \propto \frac{|A^*|^{\frac{-1}{2}}}{(2\pi)^{\frac{n-2p-q}{2}}}\left[C^* - B^{*T}A^{*-1}B^*\right]^{\frac{-(n-2p-\ )}{2}}\Gamma\frac{(n-2p-q)}{2}$$

Where $A = X^{*T}X^*$, $B = X^{*T}\underline{Y}^*$ and $C = \underline{Y}^{*T}\underline{Y}^*$.

Proof: We can establish the corollary from the above theorem by replacing when $\beta = 0, V(p,q) = 0$, and $\alpha = -(p+q)/2$

5. The Numerical Analysis and Simulation

This section's objective is to evaluate and compare the effectiveness and accuracy of the direct identification technique for the ARMA process utilizing the three Bayesian identification methods. The proposed Bayesian Generalized Least Squares (BGLS) method is illustrated in section 4. Broemeling and Shaarawy's (1988) is the second one. The second method, known as BS-NLS, employs Nonlinear Least Squares (NLS) estimates to estimate the errors, which is discussed in section 3. The third method, known as BS-IS, is a modified version of Broemeling and Shaarawy's (1988) method where IS estimates are employed to estimate the errors rather than Nonlinear Least Squares (NLS) estimates. The aim is accomplished via various simulation studies. Additionally, the effectiveness of the suggested Bayesian approach (BGLS), as detailed in section (3), is the main focus of this part. The suggested method is compared to Broemeling and Shaarawy's approach, denoted as (BS-NLS), which calculates the errors using nonlinear least squares estimates. The first subsection introduces the effectiveness criterion employed in the study. The second subsection presents the simulation design and objectives. Finally, the results and the comments are explained in detail in the third section.

5.1 Effectiveness Criterion

The effectiveness study employed the percentage of correct model identification as the effectiveness criteria to assess and contrast the performance of the aforementioned Bayesian identification technique.

Assuming n is the number of times where we choose the correct model, then the percentage of correctly identified models as follows:

$$P = \frac{n}{N} \times 100.$$

Where N is the total number of series generated from the original autoregressive moving average (ARMA) model.

5.2 Simulation Design

The assessment and comparison are based on various simulation experiments. The following steps establish the simulation process

1. A time series following an autoregressive moving average ARMA process is generated. There are two phases in the generating process:
- After that, (n+200) observations are generated .
- subsequently that, in order to eliminate the initialization impact, the first 200 observations are removed.
2. For determining which model is best suited to the generated time series, the methods BGLS, BS-NLS, and BS-IS are utilized in the direct technique. The sample size (n) for the time series lengths is determined to be 50, 100, 150, 200, and 300. These time series lengths were chosen to reflect the range of time series lengths, from tiny to enormous. There are a thousand realizations, and it is assumed that the maximum order, which is known, equals three and four times, respectively.
3. The first two stages are repeated 1000 times.
4. Lastly, for each time series, we determine the percentage of correct identification using each approach.

Table (1) shows the ARMA models used in the simulation investigation with various orders and parameter values. The parameters of this model are chosen inside the invertibility domain.

Table (1): The ARMA (p,q) Model's Simulation Design

Model	Order	Phi1	Phi2	Theta1	Theta2
ARMA(2,2)	p=2, q=2	0	-0.2	0	0.9

In experiment, the precision parameter was set to one and Jeffery's' prior was utilized.

Various priors for the orders are used when employing the direct approach and checking its sensitivity to the prior choice, and the subsequent three priors are used

- The conditionally prior density of $\underline{\gamma}(p,q)$ given $p, q, and\, \tau$ has a multivariate normal prior distribution with a vector of mean $\underline{M}(p,q)$ and precision matrix $\tau V(p,q)$ (i.e. matrix of variance-covariance $\Sigma = {}^{1}/_{\text{precision matrix}} = \tau^{-1}V^{-1}(p,q)$) ,denoted by $\xi_1\left(\underline{\gamma}(p,q)|p,q,\tau\right) \sim N\left(\underline{M}(p,q), \tau^{-1}V^{-1}(p,q)\right)$, where $\tau > 0$, $V(p,q)$ is a square positive definite matrix of order (p+q) as following form:

$$\xi_1\left(\underline{\gamma}(p,q)|p,q,\tau\right) = \frac{\tau^{\frac{p+q}{2}}|V(p,q)|^{\frac{1}{2}}}{(2\pi)^{\frac{p+q}{2}}}\exp\left\{-\frac{\tau}{2}\left(\underline{\gamma}(p,q)-\underline{M}(p,q)\right)^{T}V(p,q)\left(\underline{\gamma}(p,q)-\underline{M}(p,q)\right)\right\}$$

- Let us assume the independence of p, q, and τ. Consequently, the marginal prior density of τ has a gamma density with parameters $\alpha\, and\, \beta$ as the following:

$$\xi_2(\tau) \sim Gamma\,(\alpha,\beta)$$

$$\xi_2(\tau) \propto \tau^{\alpha-1}e^{-\tau\beta},\ \tau > 0, \alpha > 0 \text{ and } \beta > 0$$

- The marginal prior probability mass function density of $p\, and\, q$ is uniform.

$$\xi_3(p,q) = K_1^{-1} x\, K_2^{-1}$$

$$p = 1, 2, \dots, K_1$$
$$q = 1, 2, \dots, K_2$$

The direct technique assigns a probability to each pair of values of (p, q) or, in other words, to each of the $K_1 x K_2$ of the ARMA model.

The GAUSS/ARIMA library simarma procedure was employed to simulate all ARMA models, and GAUSS 10 was utilized for all computations.

5.3 Results of the simulation

This section summarizes and discusses the simulation studies' results conducted for ARMA sources. The direct Bayesian identification technique utilizing BGLS, BS-NLS, and BS-IS approaches is employed to determine a model for the series after 1000 series are generated from a particular ARMA (2,2) processes.

For each series, the marginal posterior mass function of the orders of the ARMA process (p=1, 2, ..., K_1 and q=1, 2, ..., K_2) is computed using the direct technique, assuming that the maximum order is K_1=3, K_2=3, and K_1=4, K_2=4, with various prior functions for the order p, q. The ARMA process that has the highest probability is chosen as the identified model. For the direct technique, the ratio of correct identification P is calculated.

Table (2) includes the identification process' results conducted for the ARMA models. It includes the results of the three methods mentioned above. It is divided into five blocks corresponding to the five aforementioned time series lengths. The cells of the table include the ratio of the correct identification. The columns of the table are divided according to the method and the considered maximum order.

Table (2): Percentages of Correct Identification for ARMA(2,2) Models [Tau=1]

N	BGLS		BS-NLS		BS-IS	
	Max=3	Max=4	Max=3	Max=4	Max=3	Max=4
PRIOR 1						
50	73.8	32.7	59.6	47.6	51.8	48.1
100	81.4	68.1	72.8	76	76.2	43.5
150	80.7	90.9	75.6	83.1	81.2	47.6
200	80.7	94.3	74.6	83.1	78.0	46.4
300	100	100	100	100	100	100
	Max=3	Max=4	Max=3	Max=4	Max=3	Max=4
PRIOR 2						
50	75.8	36.7	66.3	47.9	62.8	76.2
100	87.3	56.3	77.9	67.6	81.5	40.5
150	87.3	88.5	81.1	78.7	87.9	62.4
200	86.6	96.9	81.2	83.6	87.5	61.2
300	100	100	100	100	100	100
	Max=3	Max=4	Max=3	Max=4	Max=3	Max=4
PRIOR 3						
50	73.8	32.7	59.6	47.6	51.8	48.1
100	81.4	68.1	72.8	76	76.2	43.5
150	80.7	90.9	75.6	83.1	81.2	47.6
200	80.7	94.3	74.6	83.1	78.0	46.4
300	100	100	100	100	100	100

Based on the previous table:

1. As n increases, the percentages of correct identification for direct techniques increase. The results with max equals 3 are superior to those with max equals 4 because it is simpler for identification technique to choose between a lower number of models.
2. Both BGLS and BS-IS provide slightly better identification for each technique at the same time series length compared to the results obtained using BS-NLS. Therefore, it can be concluded that the BGLS approach enables the identification technique to produce a superior identification for the model.

The remainder of this section demonstrates the findings of the three simulation studies in detail. Examining the results of Table 2, it is noticed that as the time series length n grows , correspondingly rises the ratio of the correct identification of both BGLS and BS-NLS increases. For each time series length, the results of the direct procedure utilizing the second prior are better than those obtained using the first prior and the third prior .The maximum order 3 results are superior to those of the maximum order 4 results since it is simpler for any identification approach to choose among a smaller number of models. Furthermore, the Broemeling and Shaarawy approach BS-NLS yields lower percentages of correct identification than the suggested method BGLS. Consequently, it can be concluded that the BGLS method achieved the identification approach to obtain a more accurate model identification.

6.Data Analysis

We utilize an actual dataset from the chemical field to illustrate the superior performance of the direct Bayesian identification technique employing the suggested method over Broemeling and Shaarawy approach.

Dataset: Chemical Process Concentration Readings
This dataset shows the chemical process concentration values every two hours, 197 observations, as published by Box et al. (1994). The observations are as follows:

17.0	16.6	16.3	16.1	17.1	16.9	16.8	17.4	17.1	17.0	16.7	17.4	17.2
17.4	17.4	17.0	17.3	17.2	17.4	16.8	17.1	17.4	17.4	17.5	17.4	17.6
17.4	17.3	17.0	17.8	17.5	18.1	17.5	17.4	17.4	17.1	17.6	17.7	17.4
17.8	17.6	17.5	16.5	17.8	17.3	17.3	17.1	17.4	16.9	17.3	17.6	16.9
16.7	16.8	16.8	17.2	16.8	17.6	17.2	16.6	17.1	16.9	16.6	18.0	17.2

17.3	17.0	16.9	17.3	16.8	17.3	17.4	17.7	16.8	16.9	17.0	16.9	17.0
16.6	16.7	16.8	16.7	16.4	16.5	16.4	16.6	16.5	16.7	16.4	16.4	16.2
16.4	16.3	16.4	17.0	16.9	17.1	17.1	16.7	16.9	16.5	17.2	16.4	17.0
17.0	16.7	16.2	16.6	16.9	16.5	16.6	16.6	17.0	17.1	17.1	16.7	16.8
16.3	16.6	16.8	16.9	17.1	16.8	17.0	17.2	17.3	17.2	17.3	17.2	17.2
17.5	16.9	16.9	16.9	17.0	16.5	16.7	16.8	16.7	16.7	16.6	16.5	17.0
16.7	16.7	16.9	17.4	17.1	17.0	16.8	17.2	17.2	17.4	17.2	16.9	16.8
17.0	17.4	17.2	17.2	17.1	17.1	17.1	17.4	17.2	16.9	16.9	17.0	16.7
16.9	17.3	17.8	17.8	17.6	17.5	17.0	16.9	17.1	17.2	17.4	17.5	17.9
17.0	17.0	17.0	17.2	17.3	17.4	17.4	17.0	18.0	18.2	17.6	17.8	17.7
17.0	17.4											

They have determined an ARMA (p=1,q=1) model for this dataset utilizing the autocorrelation function (ACF) and partial autocorrelation function (PACF). A time plot for the series A is displayed in Figure 1.

Figure 1: Time series of the Chemical Process Concentration Reading

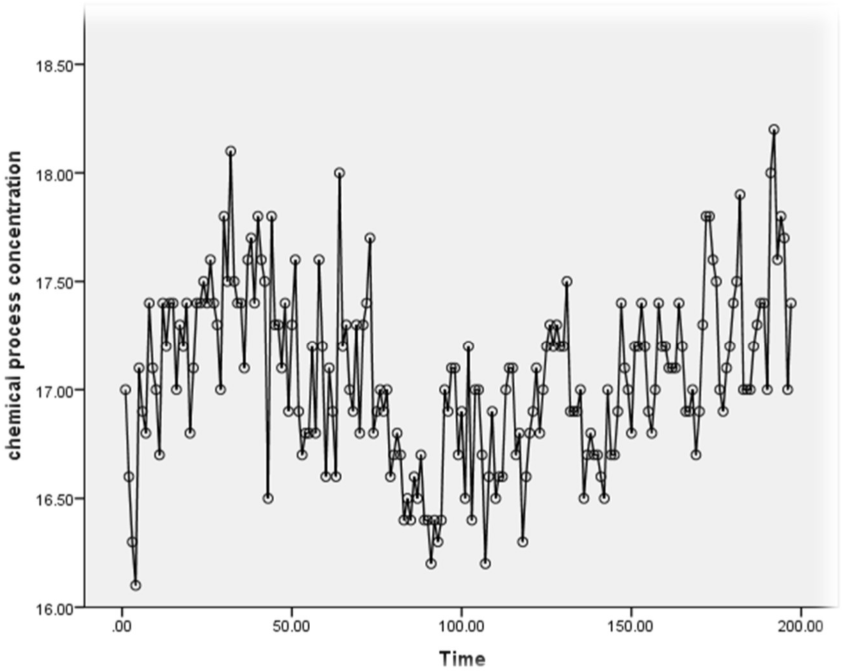


Table displays the outcomes of the Box-Jenkins methodology, the Broemeling and Shaarawy approach, and the proposed approach for each time series. Through examination of Table 3 results, we are able to notice that the non-Bayesian (Box-Jenkins) approach and the Bayesian (BGLS and (BS-NLS) techniques both concur that ARMA is the choice model [p=1,q=1].

Table 3: Identified models for this dataset with various approaches.

		Series					
Max		3			4		
Technique	Prior	BGLS	BS-NLS	BS-IS	BGLS	BS-NLS	BS-IS
Box-Jenkins		ARMA (1,1)					
Direct	Prior1	ARMA (1,1)					
	Prior2	ARMA (1,1)					
	Prior3	ARMA (1,1)					

7. Conclusion

This article suggested a novel Bayesian technique for identifying autoregressive moving average(ARMA) processes. In contrast to Broemeling and Shaarawy, where the estimation errors that result from substituting the errors with their estimates are ignored, we suggested the use innovation substitution method for estimating the errors and exploiting the stochastic structure of the approximation error in establishing Bayesian identification for ARMA processes. Using the suggested approach, the direct Bayesian identification methodology has been created. Through simulation experiments, the effectiveness of the suggested technique has been verified and contrasted with the Broemeling and Shaarawy approach. The results of the simulation demonstrate the superiority of the suggested approach over Bromeling and Shaarawy's approach. We have verified the accuracy of our simulation studies by comparing our outcomes for Bromeling and Shaarawy with those found in the published literature.

Acknowledgement:

The author extend their appreciation to the Deanship of Scientific Research at King Khalid University for funding this work through General Research Project under grant number (GRP/206/44).

References

[1] Al Bassam, M.S., Soliman E.E.A. and Ali, S.S., A Direct Bayesian Methodology to Identify the Order Moving Average Processes Using Different Prior Distribution, *The Egyptian Statistical Journal*, 66(2), (2022), 1-16.

[2] Ali, S. S., Bayesian Identification of ARMA Models, Unpublished Ph.D Dissertation, Department of Statistics, Faculty of Economics and Political Science, Cairo University , Egypt,(2003).

[3] Ali, S. S., An Effectiveness Study of Bayesian Identification Techniques for ARMA Models, *The Egyptian Statistical Journal*, **53**(1), (2009),1-13.

[4] Box, G. E. P. and Jenkins, G. M., Time series Analysis, Forecasting and Control, 2nd Edition, Holden-Day, San Francisco, (1976).

[5] Box, G. E. P., Jenkins, G. M., and Reinsel, G. C., Time series Analysis, Forecasting and control, 3rd Edition, Prentice-Hall Inc., the United States of America, (1994).

[6] Broemeling, L., The Bayesian Analysis of Linear Models, Marcel Dekker, New York, (1985).

[7] Broemeling, L. and Shaarawy, S., Bayesian Identification of Time Series, The 22nd Annual Conference in Statistics, Computer Science and Operation Research, Institute of Statistical Studies and Research, Cairo, Egypt, 1(1987),146-159.

[8] Broemeling, L. and Shaarawy, S, Time Series: A Bayesian Analysis in Time Domain**.** Studies in Bayesian Analysis of Time Series and Dynamic Models, edited by J. Spall, Marcel Dekker Inc, New York, (1988), 1-21.

[9] Dias, J. and Farah, J. L., Bayesian Identification of Autoregressive Process, Presented at the 22nd NBER-NSC Seminar on Bayesian Inference in Econometrics, (1981).

[10]Galbraith, J . and Zinde-Walsh, V., The GLs transformation matrix and a semi-recursive Estimator for the linear regression model with ARMA errors, Econometric Theory, 8(1992),95-11.

[11]Koreish, S. and Pukkila, T., Fast Linear Estimation Methods for Vector Autoregressive Moving Average Models, *Journal of Time Series Analysis,* 10,(1989), 325-339.

[12]Koreish, S. and Pukkila, T., Linear Methods for Estimating ARMA and Regression Models with Serial Correlation**,** *Communications in Statistics Simulation & Computation*, (1990a).

[13]Koreish, S. and Pukkila, T., A generalized least squares approach for estimating of moving average models, *Journal of Time Series Analysis,*11, (1990b), 139-151.

[14] Ismail, M.A., Bayesian Generalized Least Square Approach for Moving Average Models ,*Journal of Applied Statistical Science*, 2(2), (2009),123-126.

[15**]** Ismail, M.A., and Abd El-ziz, S.,K., GLS Estimation of ARMA Models: A Bayseian Approach, , the 22 nd Annual Conference fin Statistics of Modeling in Human and Social Sciences,(2010),4-27.

[16**]** Ismail, M.A., Ahmed, E.A., E Ezz EL-Din, H. M. IDENTIFICATION OF MOVING AVERAGE MODELS: A BAYESIAN APPROACH, *Advances and Applications in Statistics*,46(2),(2015), 79 – 96.

http://dx.doi.org/10.17654/ADASAug2015_079_096

[17] Ismail, M.A., Ahmed, E.A., E Ezz EL-Din, H. M. Bayesian GLS Identification of Moving Average Models, *American Journal of Mathematics and Statistics*, 2016, 6(1),(2016), 1-8. doi:10.5923/j.ajms.20160601.01

[18] Shaarawy, S. and Ali, S., Bayesian Identification of Seasonal Autoregression Models. *Communications in Statistics – Theory and Methods*, 32 (5) (2003), 1067-1084.

[19] Shaarawy, S. M., Soliman, E. A. and Ali, S. S., Bayesian Identification of Moving Average Models, *Communications in Statistics - Theory and Methods,* 36(12), (2007), 2301-2312.

[20]Shaarawy, S. and Ali, S. , Bayesian Identification of Multivariate Autoregressive Models .*Communications in Statistics –Theory and Methods,* 37(5), (2008), 791-802.

[21]Shaarawy, S. and Ali, S. , Bayesian Identification of Seasonal Multivariate Autoregressive Models .*Communications in Statistics –Theory and Methods*, 44, (2015), 684-698.

[22] Shaarawy, S. M., Ali, S. S., and Soliman, E. A. A Bayesian Procedure to Identify the orders of vector Moving Average processes with seasonality , *The Egyptian Statistical Journal*, 64(1)(2021), 1-20.

[23] Wei, W., Time Series Analysis univariate and Multivariate Methods, New York: Joha Wiley and Sons,(2006).

قياس فاعلية مساهمات استثمارات شركات التأمين في تمويل الموازنة العامة لدولة العراق

Measuring the effectiveness of the insurance company's investments' contribution to the state's general budget

الباحث

مصطفى محمد حسن محمد

باحث دكتوراه كلية التجارة جامعة المنصورة

Alim82@std.mans.edu.eg

أ.د جمال عبد الباقي واصف

أستاذ الرياضيات والإحصاء الاكتواري

كلية التجارة – جامعة المنصورة

د. محمد احمد فؤاد البرقاوي

مدرس الاحصاء التطبيقي و التأمين

كلية التجارة – جامعة المنصورة

الملخص

يسعى البحث إلى معرفة أهمية الاستثمار في شركات التأمين، بوصفها من المؤسسات المالية التي تمارس دورا مهما في النشاط الاقتصادي ، من حيث جمع الأقساط وادخارها، ومن ثم استثمارها في مجالات مختلفة في الحياة الاقتصادية، من أجل تحقيق أرباح مناسبة لتغطية التزاماتها، وتوفير الاحتياطيات المناسبة لمواجهة التقلبات الاقتصادية غير المتوقعة. وتكمن وظيفة الاستثمار في شركات التأمين في تخصيص الموارد المالية المتاحة وتشغيلها، إلى جانب تقليل المخاطر الاستثمارية الناتجة عنها. وقد حددت مشكلة البحث حول ما هي العوامل المؤدية الى ضعف استثمارات شركات التأمين وما هو دورها في تقليل عجز الموازنة العامة للدولة . كما يهدف البحث الى إظهار الدور الذي يقدمه نشاط استثمار شركات التأمين في تمويل الموازنة العامة للدولة، وتتمثل أهمية البحث في إظهار مدى مساهمات استثمارات شركات التأمين بدولة العراق في تمويل الموازنة العامة للدولة ، من خلال تحليل البيانات وتقييم الأداء السابق وتحديد الفرص الاستثمارية المستقبلية، يمكن للشركات تحسين استراتيجياتها وتخصيص الموارد بشكل فعال لتحقيق أهدافها المالية، وتوصل البحث إلى مجموعة من النتائج التي تبين الدور المهم لشركات التأمين في التنمية الاقتصادية، ومجموعة من التوصيات لتطوير قطاع التأمين المتمثل في شركات التأمين للمساهمة في تمويل الموازنة.

الكلمات المفتاحية : التأمين، الاستثمار في شركات التأمين، الموازنة العامة لدولة العراق

abstract

The research seeks to know the importance of investing in insurance companies، as one of the financial institutions that play an important role in economic activity، in terms of collecting premiums and saving them، and then investing them in different areas of economic life، in order to achieve appropriate profits to cover their obligations، and provide appropriate reserves to meet Unexpected economic fluctuations. The function of investing in insurance companies is to allocate available financial resources and operate them، in addition to reducing the resulting investment risks. The research problem has been identified about what are the factors leading to weak investments of insurance companies and what is their role in reducing the state budget deficit. The research also aims to show the role provided by the investment activity of insurance companies in financing the state's general budget، and the importance of research seeks to improve investment performance and increase return on investment، through data analysis، past performance evaluation and identification of future investment opportunities، companies can improve their strategies and allocate resources effectively To achieve its financial objectives، the research reached a set of conclusions that show the important role of insurance companies in economic development، and a set of recommendations for the development of the insurance sector represented by insurance companies to contribute to financing the budget.

Keywords: insurance، investment in insurance companies، the general budget of the State of Iraq

المقدمة وطبيعة ماالمشكلة

لا يقتصر التأمين على تخفيض الخسائر التي يتعرض لها المؤمن لهم وما يتبع ذلك من توفير الأمان والاستقرار لأفراد المجتمع، بل إن للتأمين أيضا دوره ومساهمته في التنمية المستدامة ومنها التنمية الصحية والاجتماعية والاقتصادية والتكنولوجية وفي تمويل خزينة الدولة، ومن أهم هذه الإسهامات توفير الموارد المالية وتنمية وتشجيع الوعي الادخاري. فشركات التأمين لها دور مزدوج، فإلى جانب قيامها بتقديم خدمة التأمين لمن يطلبه، فهي مؤسسة مالية تتلقى الأموال من المؤمن لهم ثم تعيد استثمارها نيابة عنهم مقابل عائد شأنها في ذلك شأن البنوك التجارية، وشركات وصناديق الاستثمار، وهي بذلك تعمل كوسيط يقبل الأموال التـي تتمثل في الأقساط التي يقدمها المؤمن لهم ثم تعيد استثمارها ثانية [١ ، ص٢]. وعلى الرغم من ذلك فان شركات التأمين تلعب دورا بارزا في الدول المتقدمة من ناحية تجميع المدخرات وإعادة استثمارها في مجالات متعددة وبعد ذلك بمثابة دخولها في أنشطة تجارية دولية مما يوفر لها القدرة في منح القروض للدولة وتمويل موازنتها العامة بالإيرادات لتحقيق اهدافها المتعددة. اما تمويل الموازنة في العراق فإنه يعتمد بشكل كبير على عوائد النفط لاسيما بعد عام ٢٠٠٣م ، وهذا يمثل خطرا كارثيا على فقدان الاقتصاد النمو المستدام وتصبح الموازنة عرضة للعجز المخطط والفعلي نتيجة للتقلبات في أسعار النفط الدولية.

ولقد عانى قطاع التأمين من الإهمال الواضح في العراق على خلاف ما كان عليه في الكثير من دول العالم ، اذ يتسم هذا القطاع بنشاط واضح ، وفي العراق تميزت شركات التأمين بكونها غير فعالة .

إن استثمار عوائد شركات التأمين في العراق تمحورت في جانبين :-

الجانب الاول :- الاستثمار الذي فرض من قبل الدولة في انواع محددة فقط وعدم ترك الحرية لها باختيار انواع واشكال الاستثمار الذي ترغب به، وهذا اثر بشكل واضح على ايرادات الشركة ،مما أدى الى ضعف قطاع التأمين في تمويل الموازنة العامة للدولة .

الجانب الثاني:– النسبة المحددة من قبل الدولة من ايرادات قطاع التأمين في تمويل الموازنة العامة للدولة (خزينة الدولة) حيث تقدر ٤٥٪ من إيرادات شركات التأمين .

وعلى ذلك فان مشكلة الدراسة تتمثل بالتساؤلات الاتية :–

١– ما هو مدى مساهمة استثمارات شركات التأمين في تمويل الموازنة العامة لدولة العراق أذا ما قورنت بالقطاعات الأخرى؟

أهمية البحث :–

يمكن إبراز أهمية البحث في توضيح أهميه الاستثمار بشركات التأمين باعتباره من أهم وأكبر الأنشطة في هذه الشركات تحقيقا للأرباح الأمر الذي يتطلب معه ضرورة الاهتمام بمحفظة الاستثمار ، وبالتالي توضيح مدى أهمية مساهمات قطاع التأمين العراقي في تمويل الموازنة العامة للدولة مقارنة بالقطاعات الأخرى.

الهدف من البحث:–

تهدف الدراسة الى إظهار الدور الذي يقدمه نشاط استثمار شركات التأمين في تمويل الموازنة العامة لدولة العراق ، من خلال تقديم إطار نظري حول مفهوم استثمار شركات التأمين وسبل تنميتها وتطويرها وتسليط الضوء على نشاط الاستثمار في شركات التأمين .

فرضيات الدراسة :–

تتمحور فرضيات الدراسة فيما يلي :–

أ– يؤدي الاستثمار الأمثل في شركات التأمين إلى تقليل العجز في الموازنة العامة للدولة .

ب–توجد علاقة تأثير بين حجم استثمار شركات تأمين وتمويل الموازنة العامة للدولة.

متغيرات الدراسة :-

بعد الاطلاع على أدبيات الدارسة وما جاء به الآخرون في بحوثهم ودارساتهم فإنه بالإمكان تحديد

متغيرات الدراسة والتي تنقسم إلى قسمين هما :

أ- المتغير المستقل : ويتمثل في استثمارات شركات التأمين وأنواع الاستثمارات المحددة من قبل الدولة

ب-المتغير التابع : ويتمثل في إيرادات الموازنة العامة للدولة (خزينة الدولة).

الدراسات السابقة:

يمكن التطرق لأهم الدراسات السابقة والتي تتعلق بموضوع البحث على النحو التالي:

١- دراسة غروب كامل (٢٠١٢) ، بعنوان " تقويم كفاءة أداء الاستثمارات بحث تطبيقي في شركتي التأمين الوطنية والتأمين العراقية"[٢]

وتمثلت مشكلة الدراسة في معاناة شركات التأمين الحكومية في العراق من عدم كفاءة تشغيل الموارد المالية فيها، وتختلف سياسة الاستثمار من شركة إلى أخرى تبعاً لتباين كفاءة الإدارة المالية في كل منها ضعف كفاءة إدارة الاستثمارات في هاتين الشركتين ضعف الاستقرار الاقتصادي والسياسي وانعكاس ذلك على نشاط الشركتين.

ولقد هدفت الدراسة للوصول إلى تقويم كفاءة أداء الاستثمارات وبيان مجالات الاستثمار التي تحقق أفضل العوائد مع اقل مخاطرة ممكنة في كل المجالات لشركتي التأمين الوطنية والتأمين العراقية. مع بيان علاقة الارتباط والأثر بين مجموع الاستثمارات ونسب العوائد لعينة الدراسة.

وتوصلت الدراسة إلى أن كل من شركتي التأمين الوطنية والتأمين العراقية لا تتمتع بالمرونة الكافية للتوسع بالمشاريع الاستثمارية وذلك بسبب امتلاكها للدولة وتخضع للقوانين والأنظمة التي تضعها في هذا المجال. وتوصلت الى إتباع المنهج العلمي السليم في اتخاذ القرارات الاستثمارية في ظل

وجود عدة بدائل متاحة إمامها في إثناء استخدام الطرق العلمية الحديثة في المفاضلة بين البدائل المتاحة

٢- دراسة ميادة كامل (٢٠١٦)، بعنوان "الاستثمار في شركات التأمين وأثره على التنمية الاقتصادية في العراق دراسة ميدانية في شركتي التأمين الوطنية والعراقية "[٣]

وتمثلت مشكلة الدراسة في وجود عدد من المعوقات التي تواجه شركات التأمين الوطنية والعراقية في العراق منها، غياب الوعي التأميني لدى المواطنين، انعدام الاستقرار على الصعيدين الأمني والاقتصادي ، غياب القوانين والتشريعات اللازمة للنهوض بقطاع التأمين إلى جانب ارتفاع معدلات التضخم.

ولقد هدفت الدراسة التعرف إلى واقع الاستثمار في شركات التأمين ومعدلاته، وبيان دورها في التنمية الاقتصادية. والتعرف إلى أهم العوامل التي تؤدي إلى زيادة معدلات الاستثمار في شركات التأمين.

وتوصلت الدراسة إلى مجموعة من الاستنتاجات التي تبين الدور المهم لشركات التأمين في التنمية الاقتصادية، ومجموعة من التوصيات لتطوير قطاع التأمين المتمثل في شركات التأمين للمساهمة في عملية التنمية

٣- دراسة جميل سعاد (٢٠١٧) ، بعنوان " أثر استثمار رؤوس أموال شركات التأمين في التنمية الاقتصادية دراسة حالة تطبيقية للشركة الوطنية للتأمين (جمهورية الجزائر الديمقراطية الشعبية)"[٤]

وتمثلت مشكلة الدراسة في التساؤلات ما أثر استثمار رؤوس أموال شركات التأمين في التنمية الاقتصادية؟ وما هو دور شركات التأمين في التنمية الاقتصادية؟.

ولقد هدفت الدراسة إلى التعريف بالتأمين كوسيلة لمواجهة أو التخفيف من الأخطار وإبراز أثر استثمار أموال شركات التأمين في التنمية الاقتصادية.

وتوصلت الدراسة إلى أن التأمين يلعب دورا هاما وأساسيا في الاقتصاد الوطني من خلال تزويد هذا الاخير بالأموال المجمدة لدى شركات التأمين(الشركة الوطنية للتأمين saa) المحصل عليها من حملة وثائق التأمين، وبالتالي فهو يساهم في الاقتصاد الوطني بطريق غير مباشرة توصلا الى خلق منافسة بين شركات التأمين وذلك من خلال اعتماد برامج للجودة ووضع مواصفات أداء الخدمة والعمل على تشجيع كل شركة.

وتم الاستفادة من بعض الدراسات السابقة التي طرحها البحث ، وذلك من خلال :

١- الاستفادة من الجانب النظري باعتبارها أدبيات تخص متغيرات البحث (استثمار شركة التأمين ،الموازنة العامة للدولة)

٢- لم يتم تطرق البحوث بشكل المباشر الى الاستفادة من استثمارات قطاع التأمين في تمويل الموازنة العامة وخاصة في العراق .

٣- تبين من خلال الاطلاع على الدراسات السابقة ان أهم التوصيات التي تبنتها تلك الدراسات توصي بضرورة تنويع استثمار شركات التأمين ، وعدم البقاء على نوع استثمار معين وهو الودائع .

وقد تميز هذا البحث عن الدراسات السابقة كونه:

١- اتخذ قطاع التأمين مجتمع للبحث، مع الافتقار الى الدراسات التي تناولت هذا الموضوع في شركات التأمين العامة.

٢- ركز البحث على دراسة مساهمة استثمار قطاع التأمين في تمويل الموازنة العامة للدولة وهذا مالم يتطرق اليه اي البحوث بشكل مباشر لان قطاع التأمين يعتبر من احد القطاعات المهمة في تمويل الموازنة مع باقي أنواع القطاعات الأخرى.

٤- ركز البحث على تحليل بيانات استثمار شركات التأمين وكيفية المساهمة في تمويل الموازنة، واستخدام الأساليب الإحصائية وبرنامج spss .

حدود الدراسة:-

وتنقسم الى :

أ-الحدود المكانية : مكان العينة هي :شركة التأمين الوطنية

ب- الحدود الزمنية : فترة الدراسة من ٢٠١٠م الى ٢٠٢٠م.

خطة الدراسة:-

في سبيل التوصل للهدف من البحث ، يمكن تناول البحث بالدراسة نظريا وتطبيقيا من خلال النقاط البحثية التالية:

١- الاستثمار بالسوق العراقي للتأمين
٢- دراسة تحليلية لمساهمة شركة التأمين الوطنية في تمويل الموازنة العامة للدولة
٣- خلاصة البحث

أولاً : الاستثمار بالسوق العراقي للتأمين

أ- مفهوم استثمارات شركات التأمين:-

يعرف الاستثمار بأنه تخصيص وتشغيل قدر من الموارد المتاحة لشركه التأمين لتحقيق الفوائد مستقبلا مع تقليل المخاطر الاستثمارية إلى أدنى حد ممكن لضمان الوفاء بالتعهدات القائمة تجاه حملة وثائق التأمين [٥ ، ص٣٨٦].

وبصفة عامة يكون الاستثمار من وجهة نظر تأمينية هو تجميع وتوظيف أموال حملة الوثائق ، إذ تمكنها من الوفاء بالتزاماتها والمحافظة عليها وتنميتها وتحقيق عائد ، ويستخدم العائد في تغطية خسائر عمليات التأمين وتمويل الموازنة (التنمية الاقتصادية) وتوزيع الارباح .

ب- خصائص (المبادئ الاساسية) لاستثمارات شركات التأمين:-

إن جوانب الاستثمار في شركات التأمين متعددة ، فمنها ما هو استثمار طويل الأجل مثل الاستثمار في الأسهم العادية والعقارات ومنها ما هو الاستثمار قصير الأجل

مثل الودائع النقدية بالمصارف ، ولذلك لابد من توفر بعض الخصائص لاستثمارات الشركة وهي:

١- السيولة : أن شركات التأمين لديها التزامات تطلب السداد الفوري متى ما تتحقق الخطر المؤمن منه ، وبالتالي فعلى هذه الشركات ضرورة الاحتفاظ بالاحتياطي النقدي الكافي الذي يغطي تلك الالتزامات في مواعيدها. فالسيولة بمعناها العام هي قدرة الشركة على الوفاء بالالتزامات قصيرة الأجل وذلك من خلال ما لديه من نقدية وأصول يمكن تحويلها الى نقدية في فترة زمنية قصيرة ودون خسائر[٦ ، ص١٨].

٢- الضمان والتنوع :

يقصد بالضمان في شركات التأمين المحافظة على أموال حملة الوثائق من الضياع الكلي أو الجزئي ،إذ يجب أن تقوم شركات التأمين باستثمار هذه الأموال في مجالات استثمار مضمونة ويفضل أن تقوم شركات التأمين بإيجاد محفظة استثمارات منوعة بشكل كفء ، ويعني بذلك أن يتم تشكيل محفظة استثمارات بحيث تحتوي على :-

أ) النوعية المناسبة من الاستثمارات وبالتالي لا تتضمن أصول لها درجة عالية من المخاطرة يمكن أن تؤثر على سيولة الشركة وبالتالي تؤثر بشكل سلبي على عوائد الاستثمارات.

ب) توزيع الأموال المستثمرة بين مختلف أوجه النشاط الاقتصادي ويجب أن يقسم إلى استثمار قصير الأجل للوفاء بالالتزامات والحالات الطارئة واستثمار طويل الأجل لتحقيق فائض في عائد الاستثمار[٧ ، ص٢٠١].

٣- الربحية : إن المصدر الرئيسي للربح في شركات التأمين هو عوائد الاستثمارات وتركز شركات التأمين على تحقيق الربحية في الأجل الطويل مع التركيز على جانب السيولة في سداد التزاماتها والضمان والحماية لأموال حملة الوثائق ، لذا فالمعيار الأساسي لنجاح السياسة المتبعة من شركات التأمين في استثمار الأموال هي زيادة معدلات أرباح الاستثمار

التي تتحقق للشركة مع التأكد من سلامه هذه الأموال خلال مراحل الاستثمار وعدم تعرضها للضياع [٥ ، ص٣٧٤].

ج- أنواع الاستثمار في شركات التأمين:

تختلف مجالات وأنواع ومصادر الاستثمار في شركات التأمين مع ضمان الأصل الحقيقي للأموال المستثمرة والاحتفاظ بقدر مناسب من السيولة النقدية لتغطية التزامات الشركات ، وتتمثل مجالات الاستثمار في شركات التأمين كالاتي :[٨ ، ص٢٤].

- الاستثمار في العقارات :

يشمل الاستثمار في العقارات نوعين، الاول يمثل امتلاك العقارات والثاني الرهون العقارية.

١- امتلاك العقارات : إن أول الخطوات التي تخطوها شركات التأمين في هذا المجال هي امتلاك عقار تشغله مكاتب المراكز الرئيسية لها اذ يتم تنظيم مكاتب الشركة تبعا للأسلوب العلمي الحديث، اذ يعتبر العقار نوع من أنواع الاستثمار في الشركة لأن امتلاك العقارات خلال فترة التضخم وانخفاض قيمة النقد يحافظ على القيمة الحقيقية لأموال شركات التأمين. ولقد أجازت بعض القوانين شركات التأمين امتلاك العقار بنسبة محدده حرصا منها على عدم تجميد أموال التأمين ومن ثم الاستفادة منها في تمويل المشروعات الضخمة التي لا تتوجه الى مصادر التمويل الاعتيادية .وأن هذه النظرة الى الاستثمار في العقارات تبدو اكثر وضوحا في الدول النامية.

لأن تخطيط المشروعات الضخمة وتنفيذها في إطار خطه التنمية الاقتصادية يعتمد على التمويل الذي تساهم فيه شركات التأمين بنصيب اكبر وعليه فأن قوانين الدول النامية قد حددت نسبة استثمار شركات التأمين في العقارات ، لا بل منعت امتلاك بعض أنواع العقارات كالفنادق والمزارع والنوادي، إذ لجأت شركات التأمين إلى أسلوب اخر في استثمار العقارات وهو التأجير حيث أن بعض المشروعات الضخمة يحتاج الى ابنيه ويفضل استئجارها ، وتكون العوائد المتأتية من استثمار الأموال في الايجار يكون اقل من عوائد

الاستثمار في نشاطات اخرى . وتوجد ميزة في هذا النوع إذ تكون مدة الايجار طويلة نسبيا الأمر الذي يساعد شركات التأمين في ضمان تحقق عائد ثابت لمدة طويلة .

٢- الرهون العقارية : تعد الرهون العقارية نوع من أنواع القروض التي يمكن الحصـــــول عليها من شركات التأمين مقابل ضمان عقاري ، ويتناسب هذا النوع من الاستثمار إلى حد كبير مع ما تتطلبه الاستثمارات في شركات التأمين لأسباب عده منها معدل الفائدة وتوفر الضمان من خلال تحديد قيمة القرض بنسبة معينة لا تتجاوز قيمه العقار المرهون وضمان استمراريه توفير السيولة لشركات التأمين ، لأن مواعيد استحقاق القروض تحدد بشكل منتظم دون اللجوء إلى تصفية العقار . وعليه فأن الاستثمار في الرهن العقاري يعد عنصراً مهما من عناصر الاستثمار لدى شركات التأمين ،وغالبا ما يشكل نسبة عالية من الاستثمارات [٩ ، ص٣١].

- الاستثمار في الأوراق المالية :

تشمل الاوراق المالية السندات والاسهم ، وتكون السندات على نوعين ، سندات القروض الحكومية وسندات القروض الاهلية، السندات الحكومية مثل سندات قرض الدولة التي صدرت بموجب القانون رقم ٥٨ لسنة ١٩٩٠ التي تمثل الشكل الذي تتخذه القروض التي تكون على الدولة ، وإصدار هذه السندات يستلزم دراسة مستفيضة لظروف السوق المالية حتى يمكن تحديد المعدل المناسب للفائدة بحيث تحقق اجتذاب الأموال لتغطية قيمة القروض بالكامل .وتلجأ شركات التأمين الى الاستثمار في هذه السندات لسببين رئيسيين، الاول يتمثل في أن السندات تؤمن عامل السلامة في الاستثمار حيث أنها أسلم من اي نوع من أنواع الاستثمار الاخرى رغم أنه معدل الفائدة يكون اقل نسبه من الارباح في الاسهم والثاني يتمثل في أن هذه السندات تساهم في مساعدة الدولة على تنفيذ مشروعاتها ومن ثم تعود بالنفع على شركات التأمين كنتيجة طبيعية لمن يتحقق للبلد من نهضه اقتصادية وصناعية. وسندات القروض الأهلية عاده ما تكون غير شائعة لدى شركات التأمين لأنها غير أكيدة من ناحيه الضمان

[١٠، ص٨٤]. أما بالنسبة للأسهم فقدت تلجأ شركات التأمين للاستثمار في الأسهم لأسباب عده منها النقص الكبير في القيمة الحقيقية للسندات نتيجة نقص القوة الشرائية للنقد الذي تعاني منه معظم البلدان كذلك يعد الاستثمار في الأسهم عامل يساعد على النمو والازدهار في البلد من خلال تنفيذ المشروعات الكبيرة كما أن الاستثمار في الأسهم لمدة طويلة يقلل من أخطار التعرض للخسارة في حال هبوط مبالغها، كذلك أن الاستثمار في الأسهم يحقق أرباحا يزيد على ما يتحقق من السندات نتيجة لاستثمار الأسهم في مشروعات صناعية التي تحقق عادة أرباحا مجزية.

- الاستثمار في الودائع الثابتة [١١ ، ص٢٣٧]:

تلجأ شركات التأمين للاستثمار في وضع أموالها الفائضة على شكل ودائع ثابته، وخاصه عندما لا تتوفر فرص استثماريه بديله أو في حالة تقديم عرض من قبل المصارف بفوائد عالية على هذه الودائع . أما الاستثمار في الودائع فإنها تتميز بثلاث خصائص هي :-

١- تحقق الضمان بدرجة عالية حيث أنها تودع في المصارف التجارية.

٢- تعطي نسبه عالية من فوائد وعادة أنها تودع بأجل محدد وكلما كأن الأجل أطول ارتفعت نسبة الربحية.

٣- تحقق قدر من السيولة وذلك بسبب أن شركات التأمين تستطيع الاقتراض بضمان الوديعة الثابتة سواء من نفس المصرف أو من مصرف أخر حسب نظام المقاصة دون التضحية بفك الوديعة وتحمل خسارة ذلك.

- الاستثمار في القروض :

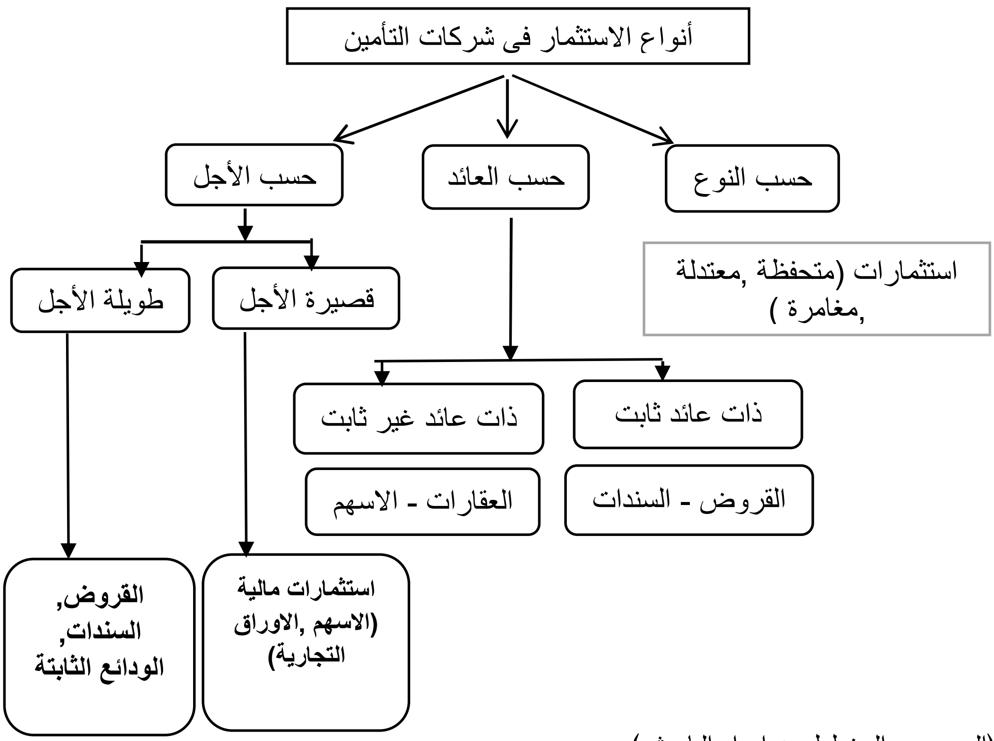
يوجد نوعان من القروض وهما قروض بضمان وثيقة التأمين على الحياة والقروض العقارية حيث:

١- القروض بضمان وثيقة التأمين على الحياة : تمنح هذه القروض إلى حملة وثائق التأمين وبالأخص وثائق التأمين على الحياه ، وأهم ما يميز هذا النوع تمتعها بدرجه عالية من الضمان.

إذ أن الاستثمار في هذه المجموعة يحقق خدمة لحملة الوثائق من جهة ومن جهة أخرى يحقق الخدمة للشركة في تحقيق عائد كما ، أن هذا النوع يشجع على استمرار المؤمنين في التأمين ، أي يحد من رغبات إلغاء التأمين الى جانب أنها توفر عنصر من الضمان المطلق، إلا أنها تحقق ربحية ضعيفة ولا يتوفر لها سيولة كافية [١٢ ، ص١٧٨] .

٢- القروض العقارية : إذ تمنح شركه التأمين القروض العقارية للمواطنين عن المشاريع التجارية والصناعية وحسب الاحتياجات. وتعد من أهم استثمارات الشركة ، ولضمان استرداد مبلغ القروض يقدم مقابلها رهونا أو سندات العقارية لتضمن الشركة حقها [١٣ ، ص١٧٦] . والشكل رقم (١) ادناه يوضح أنواع الاستثمارات في شركات التأمين .

الشكل (١) يوضح أنواع استثمارات شركات التأمين



(المصدر : المخطط من اعداد الباحث)

د- العيوب الناتجة عن الاستثمار في شركات التأمين :-

إن أي عمل يتعلق بالنواحي المالية سواء كأن استثمار أو تمويل له مجموعة من المميزات والعيوب، وقد ذكرنا فيما سبق مجالات الاستثمار في شركات التأمين ولابد من توضيح العيوب الناتجة عن هذه الاستثمارات وايضا لابد من توضيح عدم توجيه جزء من هذه الاستثمارات إلى قطاعات اخرى بقيم مناسبه مثل القطاعات الصناعية والزراعية والسياحية ، وأيضا لا بد من توضيح مخاطر تلك الاستثمارات ووسائل الحد منها.

١-عيوب الاستثمار في المجال العقاري: ويرى البعض أن يكون للاستثمار العقاري بعض العيوب منها [١٤ ، ص٤٢]:

أ- عدم استثمار قيمة العقار، حيث أن هناك عقارات قيمتها السوقية أعلى بكثير من القيمة الدفترية و تحسن الوضع نسبيا بإصدار قانون خاص بزياده الايجارات للوحدات غير السكنية نسبه ١٠٪ كل عام .

ب- الفصل بين العائد المتوقع والعائد الفعلي لذلك الاستثمار.

ت-عدم الدقة بالتنبؤ بتكلفة العقار بسبب عدم استقرار اسعار مواد البناء داخل العراق .

ث-لا يساهم هذا النوع من الاستثمار في تقليل البطالة وتشغيل اليد العاملة .

٢- عيوب الاستثمار في مجال الاوراق المالية : يمكن أن يتعرض الاستثمار الاوراق المالية لعيوب منها [١٥ ، ص٢٠]:

أ- تتعرض الأسهم للعديد من المخاطر مثل، مخاطر السوق والإفلاس ، والوضع الاقتصادي والسياسي ، والتي من الممكن من خلال هذه المخاطر أن تؤثر على السندات ،مما يؤثر على عائدات شركة التأمين .

ب- من عيوب الاستثمار في هذا المجال هي مخاطر السوق والتي تتمثل في عدم الثبات في أسعار الأوراق المالية، وعدم الثبات هذا ناتج كاستجابة لأحداث خارجية.

ت- التضخم : أن التضخم يحدث حالة من تدهور في الشراء، مما يجعل من العوائد التي تأتي في المستقبل غير كافية.

ث- مخاطر سعر الفائدة :أن تغيّر أسعار الفائدة والتي تنتج تبعاً لمعدلات التضخم السائدة، وكذلك وفقاً لتأثير قوى العرض والطلب على الأصول المالية، من أشدّ المخاطر التي تواجه المستثمر في الأوراق المالية.

٣- عيوب الاستثمار في المجال الصناعي :- يمكن ان يتعرض الاستثمار في المجال الصناعي لعديد من العيوب منها [١٦ ، ص٤٦]:

أ- يحتاج إلى إمكانيات ضخمه مما يؤثر على انخفاض درجة السيولة بالنسبة لرأس المال المستثمر.

ب- الاستثمارات طويلة الأجل تحتاج إلى شركات تأمين ضخمة ، ومن المعلوم أن من قواعد شركات التأمين هو التنويع في مجالات استثماراتها لذلك من الصعب الدخول في مثل هذه الاستثمارات .

٤-عيوب الاستثمار في مجال الودائع الثابتة : يمكن ان يتعرض الاستثمار في المجال الودائع الثابتة لعديد من العيوب منها [١٧]:

أ- تجميد الأموال لدى المصارف وعدم الاستفادة في مشاريع تفيد التنمية الاقتصادية للبلد وتقليل البطالة وكذلك يكون العائد من هذا المجال من الاستثمار قليل مقارنة بالاستثمارات الاخرى .

ب- صعوبة كسر الوديعة إلا عند انقضاء مدة الوديعة وفي حال كسر الوديعة هناك غرامة مالية تفرض عليها .

ت-قلة فائدة الودائع بالنسبة لطرق الاستثمار الأخرى ذات العائد الأكبر.

ح- الجوانب القانونية لاستثمارات شركات التأمين:-

استندت شركات التأمين في القطاع الحكومي بالعراق على قانون بيع وايجار أملاك الدولة رقم (٢١) لسنة ٢٠١٣ المعدل، في عملية الاستثمار العقاري الذي هو أهم وأكثر قطاع استثماري تعمد إلية شركات التأمين في العراق لثبات عائداته وللأمان الذي يوفره هذا الاستثمار، وقد عمد القانون على حماية الأموال العامة من خلال قاعدة عدم جواز التصرف في الأموال العامة فيما لا يتعارض مع تخصيص المال العام للمنفعة العامة، كوضع المال العام تحت يد ملتزم المرفق العام في عقود الامتياز، وهذا الاستثناء الذي وضعه القانون أتاح لشركات التأمين العمل على ايجار أملاك الدولة والتوسع في عملية الامتلاك وجعل من القانون أساس ارتكزت عليه عملية الاستثمار العقاري.[١] أما فيما يخص الاستثمارات الأخرى التي تمارسها شركات التأمين في العراق والمتمثلة في (الاستثمار بالأوراق المالية والقروض والودائع) فأن ما يحددها طبيعة الوفرة المالية بالشركة وبالاعتماد على قرارات مجلس الإدارة للشركة التي تعتمد على محددات العرض والطلب بالسوق ووفقا للأنظمة المنظمة لعمل الاستثمار، كما أن البنك المركزي العراقي حدد شركات التأمين بعملية الاستثمار بالقروض بحيث لا يتجاوز حجم القروض الممنوحة ٤٥٪ من رأس مال الشركة، ولابد من إيضاح أن الاستثمار بالودائع يعد استثمار دفاعي ويخضع الى رقابة الجهات الرقابية الداخلية والخارجية المتمثلة بديوان الرقابة المالية[١٨].

ثانياً : دراسة تحليلية لمساهمة شركة التأمين الوطنية في تمويل الموازنة العامة:

يمكن عمل دراسة تطبيقية لتبيان مدى فاعلية مساهمات شركات التأمين في تمويل الموازنة العامة لدولة العراق من خلال تطبيق ذلك على شركة التأمين الوطنية والتي تمثل أكثر من ٥٠٪ من السوق العراقية للتأمين، وذلك على النحو التالي.

أ- مساهمة شركة التأمين الوطنية في تمويل الموازنة العامة خلال مدة البحث:

يوضح الباحث نسبة مساهمة إيرادات الاستثمار في صافي الربح وكذلك نسبة مساهمة إيرادات الاستثمار في نسبة حصة الموازنة لشركة التأمين الوطنية خلال الفترة من ٢٠١٠ إلى ٢٠٢٠ ، وذلك من خلال الجدول رقم (١) التالي:

الجدول(١) مساهمة استثمار شركة التامين الوطنية في تمويل الموازنة العامة

السنة	صافي الربح	الاستثمار في صافي الربح %	حصة الموازنة %	مبلغ حصة الموازنة العامة	الاستثمار في حصة الموازنة %
٢٠١٠	٩،٩٩٤،٠٥٥،٠٠٠	٤٨.٨٪	٤٥٪	٤،٤٩٧،٣٢٤،٧٥٠	٢١.٩٦٪
٢٠١١	١٠،٣٦٥،٥١٠،٠٠٠	٥٤.٣٪	٤٥٪	٤،٦٦٤،٤٧٩،٥٠٠	٢٤.٤٣٪
٢٠١٢	١٢،٧٦٧،٦٦٨،٢١٥	٥٤.٣٪	٤٥٪	٥،٧٤٥،٤٥٠،٦٩٧	٢٤.٤٤٪
٢٠١٣	١٤،٨٤٥،٦٠٩،٢٩٨	٤٥.٠٪	٢٥٪	٣،٧١١،٤٠٢،٣٢٥	١١.٢٥٪
٢٠١٤	١٥،٢٠٤،٠٩١،٩١٥	٥٣.٠٪	٢٥٪	٣،٨٠١،٠٢٢،٩٧٩	١٣.٢٦٪
٢٠١٥	١٥،٩٦٠،٩٧١،١٢٧	٤٥.١٪	٤٥٪	٧،١٨٢،٤٣٧،٠٠٧	٢٠.٣١٪
٢٠١٦	١٨،٣٧١،٠٦٦،٧٠٥	٣٤.٦٪	٤٥٪	٨،٢٦٦،٩٨٠،٠١٧	١٥.٥٩٪
٢٠١٧	١٧،٩٤٦،٠٥٨،٨٣٣	٣٩.٩٪	٤٥٪	٨،٠٧٥،٧٢٦،٤٧٥	١٧.٩٤٪
٢٠١٨	١٥،٣٠٠،٢٤٧،٩٨٢	٤٢.٢٪	٤٥٪	٦،٨٨٥،١١١،٥٩٢	١٨.٩٨٪
٢٠١٩	١٦،٨٧١،٧٤٥،١٦٩	٤٢.٢٪	٤٥٪	٧،٥٩٢،٢٨٥،٣٢٦	١٨.٩٩٪
٢٠٢٠	١٤،٦٨٠،٤٩٤،١١٥	٣٩.٩٪	٤٥٪	٦،٦٠٦،٢٢٢،٣٥٢	١٧.٩٥٪
المجموع	١٦٢،٣٠٧،٥١٨،٣٥٩			٦٧،٠٢٨،٤٤٣،٠١٩	

المصدر : إعداد الباحث من واقع البيانات الفعلية لشركات التأمين

ويتضح من تحليل الجدول رقم (١) السابق ما يلي :

١) مساهمة قطاع الاستثمار في شركة التامين الوطنية بتمويل الموازنة كان جيد من حيث اجمالي مبلغ التمويل والمتمثل ب ٤٥٪ من صافي الربح الإجمالي في اغلب سنوات الدراسة وبـ ٢٥٪ بعامي ٢٠١٣ و٢٠١٤ والتي تم تخفيضها بهاذين العامين بسبب سوء الوضع الأمني والاقتصادي بالبلد بسبب احتلال داعش للعديد من المحافظات في عام ٢٠١٤ واندلاع المظاهرات والعصيان في العديد من المحافظات التي شهدت تدهور أمني بعد ذلك مهد لدخول داعش، الأمر الذي أدى الى تقليل حصة شركات التأمين بهذه الفترة كونها تأثرت ككل القطاع الاقتصادي، ولتحليل النسبتين سنتناولها بالتفصيل.

٢) عند ملاحظة نسبة مساهمة إيرادات الاستثمار في صافي الربح نجد أن أعلى نسبة تحققت كانت لعامي ٢٠١١ و٢٠١٢ بواقع (٥٤.٣٪) وذلك بسبب انخفاض إيرادات وثائق التامين التي تعتبر مصدر الإيرادات الأساس في الشركة، كما أن أقل نسبة كانت بعام ٢٠١٦ بواقع (٣٤.٦٪) وهذا الانخفاض ناتج من ارتفاع إيرادات الاستثمارات الأخرى وبالخصوص إيرادات بيع وثائق التامين، كما أن متوسط نسبة مساهمة إيرادات الاستثمار خلال المدة الزمنية للبحث كان (٤٥.٤٪) وهي نسبة جيدة لمساهمة إيرادات الاستثمار في أرباح الشركة.

٣) عند ملاحظة نسبة مساهمة إيرادات الاستثمار في نسبة حصة الموازنة نجد أن أعلى مشاركة لإيرادات الاستثمار في حصة الموازنة العامة كانت بعام ٢٠١٢ و٢٠١١ وبواقع (٢٤.٤٤٪ و٢٤.٤٣٪) على التوالي وهي ذات السنوات التي كانت الأعلى من حيث مساهمة الاستثمار في صافي الربح، كما أن أقل نسبة مشاركة للاستثمار في الحصة المخصصة من إيراد الشركة للمساهمة في الموازنة العامة كان بعامي ٢٠١٣ و٢٠١٤ وبواقع (١١.٢٥٪ و١٣.٢٦٪) وذلك بسبب انخفاض النسبة المخصصة لتمويل الموازنة بهاذين العامين الى ٢٥٪ بدلا من ٤٥٪، وكان متوسط نسبة مساهمة إيرادات الاستثمار في نسبة حصة الموازنة (١٨.٦٤٪) وهي نسبة ضعيفة بالنسبة للحصة المخصصة للشركة، كما أن مبلغ الحصة المخصص لتمويل الموازنة لا يعد جيد ويشكل نسبة بسيطة جدا من أجمالي مبلغ الموازنة السنوي لكل سنوات الدارسة وذلك لاعتماد الموازنة بشكل كبير جدا على الإيرادات النفطية حيث يشكل الاعتماد على الايرادات النفطي نسبة ٩٣٪ من أجمالي الإيراد الممول للموازنة وأن حصة شركات التأمين المتمثلة بالـ ٤٥٪ او ٢٥٪ في سنتي ٢٠١٣ و٢٠١٤ هي جزء من القطاعات الأخرى الممولة للموازنة والمجتمعة بـ ٧٪.

ب- تطبيق نموذج الانحدار على المتغيرات محل الدراسة:

وفيما يلي نتائج تطبيق نموذج الانحدار الخطي المتعدد بالتطبيق على المتغيرات محل الدراسة في كل شركة تأمين على حده، وذلك باستخدام البرنامج الإحصائي SPSS ، وتنقسم متغيرات الدراسة إلى:

متغيرات مستقلة(Independent variables) وهي:

* إيرادات الاستثمار العقارية(X1). * إيرادات الاستثمار في الأسهم(X2).

* إيرادات الاستثمار في القروض(X3) . * إيرادات الاستثمار في الودائع(X4)

متغير تابع (Dependent variable) هو: أموال الخزينة العامة للدولة(Y).

التعرف على تأثير استثمارات شركة التأمين الوطنية على الموازنة العامة للدولة:

أولاً: اختبار فروض نموذج الانحدار:

وفيما يلي يتم التحقق من فروض الانحدار الخطي قبل استخدام نموذج الانحدار في اكتشاف تأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع.

ومن فروض الانحدار عدم وجود تعددية خطية(Multicollinearity) بين المتغيرات المستقلة وتم التأكد من ذلك من خلال جدول الارتباط بين المتغيرات المستقلة التالي:

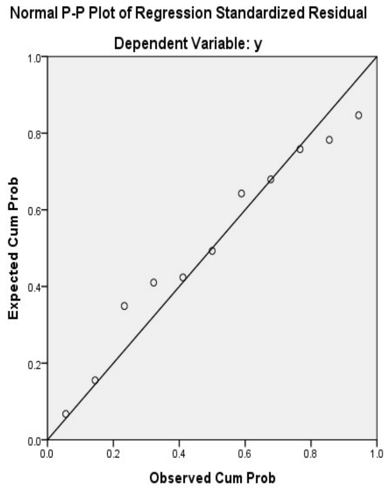
جدول (٢)(بيانات شركة التأمين الوطنية)

	X1	X2	X3	X4
X1	1	0.58	-0.32	-0.14
X2	0.58	1	-0.18	-0.50
X3	-0.32	-0.18	1	-0.12
X4	-0.14	-0.50	-0.12	1

المصدر من إعداد الباحث باستخدام برنامج SPSS

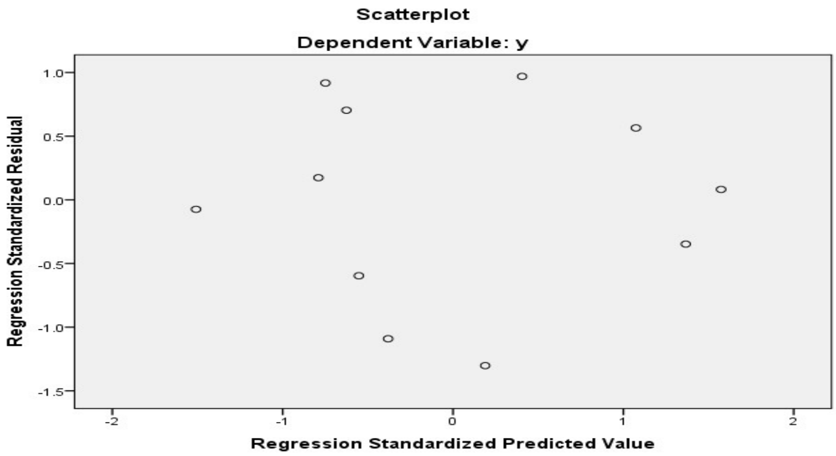
يتضح من الجدول رقم(٢) عدم وجود ارتباط قوي بين المتغيرات المستقلة، وبالتالي لا يوجد تعددية خطية بين المتغيرات المستقلة، وهو الفرض الأول من فروض الانحدار الخطي.

وتم التحقق من الفرض الثاني، وينص على أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، وذلك من خلال الشكل التالي:



اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي الانحدار (بيانات شركة التأمين الوطنية)

يتضح من الشكل السابق أن البيانات تتجمع حول الخط، وهذا يدل على أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي، وبالتالي قد تحقق الفرض الثاني من فروض نموذج الانحدار. وتم التحقق من الفرض الثالث، وينص على أن تكون العلاقة بين البواقي والقيم المتوقعة للمتغير التابع علاقة خطية ، وذلك من خلال الشكل التالي:



اختبار العلاقة الخطية بين البواقي والقيم المتوقعة للمتغير التابع

(بيانات شركة التأمين الوطنية)

يتضح من الشكل السابق أن النقاط لا تأخذ نمط معين، وهذا يدل على أن العلاقة خطية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع ، وبالتالي قد تحقق الفرض الثالث من فروض نموذج الانحدار.

ثانياً : تطبيق نموذج الانحدار الخطي المتعدد:

تم تقدير معاملات النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى، كما هو موضح في الجدول رقم (٣) ، للتعرف على العوامل المؤثرة في أموال الخزانة العامة للدولة.

الجدول (٣) نتائج تقدير نموذج الانحدار المتعدد

(بيانات شركة التأمين الوطنية)

المتغيرات	المعاملات	الخطأ المعياري	T	Sig مستوى الدلالة
الثابت	23901677.05		0.373	0.7
X_1	0.005	0.01	0.315	0.7
X_2	0.006	0.02	0.216	0.8
X_3	0.003	0.02	0.145	0.8
X_4	0.02	0.01	1.51	0.1

المصدر : إعداد الباحث باستخدام برنامج SPSS

يتضح من الجدول السابق الآتي:

جميع المتغيرات المستقلة(X1 – X2 – X3 – X4) ليس لها تأثير ذو دلالة إحصائية على الموازنة العامة لدولة العراق حيث أن:

- قيمة مستوى الدلالة (Sig) لإيرادات الاستثمار العقاري(x_1) يساوي 0.6 وهو أكبر من مستوى المعنوية 5% وبالتالي هذا المتغير ليس له تأثير ذو دلالة إحصائية على الموازنة العامة لدولة العراق.

- قيمة مستوى الدلالة(Sig) لإيرادات الاستثمار الأسهم(X2) يساوي 0.7 وهو أكبر من مستوى المعنوية 5% وبالتالي هذا المتغير ليس له تأثير ذو دلالة إحصائية على الموازنة العامة لدولة العراق.
- قيمة مستوى الدلالة(Sig) لإيرادات الاستثمار القروض(X3) يساوي 0.8 وهو أكبر من مستوى المعنوية 5% وبالتالي هذا المتغير ليس له تأثير ذو دلالة إحصائية على الموازنة العامة لدولة العراق.
- قيمة مستوى الدلالة(Sig) لإيرادات الاستثمار الودائع (X4) يساوي 0.1 وهو أكبر من مستوى المعنوية 5% وبالتالي هذا المتغير ليس له تأثير ذو دلالة إحصائية على الموازنة العامة لدولة العراق.

والجدول التالي يوضح تأثير إجمالي إيرادات الشركة على الموازنة العامة للدولة جدول رقم (٤)

الجدول (٤) نتائج تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط

(بيانات شركة التأمين الوطنية)

المتغيرات	المعاملات	الخطأ المعياري	T	Sig مستوى الدلالة
الثابت	28374752.40		0.521	0.6
الإيرادات الكلية	0.009	0.008	1.14	0.2

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج SPSS

يتبين من الجدول السابق أن الإيرادات الكلية لشركة التأمين الوطنية ليس لها تأثير ذو دلالة إحصائية على الموازنة العامة لدولة العراق حيث أن قيمة مستوى الدلالة(Sig) لها يساوي 0.6 وهو أكبر من مستوى المعنوية 5% .

مما سبق يتضح أن قطاع التأمين يمول الموازنة العامة لدولة العراق ولكن تمويله بقيمة قليلة مقارنة بقطاع النفط، مما يؤدي إلى عدم وجود تأثير مباشر لأي استثمار سواء(عقاري– أسهم – قروض – ودائع) في الثلاث شركات محل الدراسة(شركة التأمين الوطنية– شركة التأمين العراقية – شركة إعادة التأمين العراقية على الموازنة العامة لدولة العراق، وقد يرجع ذلك إلى أن الموازنة العامة لدولة العراق تعتمد على القطاع النفطي بنسبة تقدر ب ٩٣٪ من إيرادات العراق والباقي إيرادات أخرى.

ثالثاً : خلاصة البحث :

من خلال الدراسة والتحليل السابقين يمكن التوصل لمجموعة من النتائج التوصيات على النحو التالي:

أ- النتائج:

توصل الباحث الى أهم النتائج كما هو موضح أدناه :

١- مساهمه شركات التأمين في تمويل الموازنة العامة للدولة خلال المدة الزمنية للبحث ضعيفة جدا

وبنتائج لا تعد ذات أثر قيم في التمويل ، حيث أن أعلى نسبة مساهمه تمويل في عام ٢٠٢٠م بواقع (٠.٠١٨) وأدنى نسبة مساهمه كانت في عام ٢٠١٣م بواقع (٠.٠٠٠٥).

٢- نظرا إلى ضعف مساهمة الشركات في تمويل الموازنة من حيث الاستثمار بشكل عام فقد كانت نسبه مساهمة كل قطاع من قطاعات الاستثمار بالشركات عينه البحث وخلال المدة الزمنية ضعيفة.

ولا بد من الاشارة إلى أن قطاع الاستثمار العقاري كان الأكثر تمويل في الشركات الثلاث ويليه قطاع الاستثمار بالودائع ومن بعده قطاع الأسهم وكان أضعف قطاع بالتمويل هو القطاع الاستثمار بالقروض.

٣- بسبب طبيعة النشاط الاقتصادي للبلد الذي يعتمد على قطاع النفط بشكل رئيسي وعدم وجود بنى تحتيه مهيأة للإستثمار كان أثر الأستثمار بجميع قطاعات التمويل ضعيفة جدا ومن ضمنها قطاع التأمين.

٤- يعد ضعف الوعي الاستثماري لدى الإدارات المتعاقبة لشركات التأمين سبب رئيسيا بضعف الاستثمار، كما أن سوء الوضع الأمني وعدم إستقرار النشاط الاقتصادي كان سبباً في هذا الضعف.

٥- عدم تنوع الاستثمارات وكذلك اللجوء الى الاستثمارات ذات المخاطرة القليلة كان له الأثر على ضعف الإيرادات الاستثماريه في شركات عينه البحث.

ب – التوصيات:

يوصي الباحث بما يلي :

١- يرى الباحث ضرورة دعم الدولة لقطاع التأمين وحثهم على تطوير استثماراتهم خارج طبيعة العمل التأميني ،وذلك من خلال تشريع بعض القوانين التي تحفز شركات التأمين على أستثمار أموالهم في سوق رأس المال .

٢- ضرورة تطوير الكوادر العاملة في أقسام الاستثمار في شركات التأمين عن طريق عمل دورات وورش داخل وخارج العراق.

٣- تشجيع شركات التأمين على التوجه نحو الاستثمار في شركات أجنبيه سواء داخل البلد أو الخارجه.

٤- الاهتمام بتسويق الخدمات التأمينية وتطويرها من خلال إدخال التكنولوجيا وبرامج من شأنها تحفيز وتشجيع المؤمنين لهم وذلك لإحداث منافسة في السوق.

٥- إنشاء معاهد تغطي مختلف التخصصات التي تدعم العمل التأميني، وتكوين إطارات متخصصة في مجال التأمين لتلبية متطلبات السوق المحلية.

المراجع

[١]عود جايد مشكور، وفاء علي سلطان، سياسة الاستثمار في شركات التأمين، مجلة القادسية للعلوم الادارية والاقتصادية جامعة القادسية،١٩٩٥

[٢] غروب كامل محمد " تقويم كفاءة أداء الاستثمارات في شركتي التأمين الوطنية والتأمين العراقية" ،المعهد العالي للدراسات المحاسبية والمالية، جامعة بغداد، ٢٠١٢.

[٣] ميادة رشيد كامل ، "الاستثمار في شركات التأمين وأثره على التنمية الاقتصادية في العراق ، دراسة ميدانية في شركتي التأمين الوطنية والعراقية" مجلة الاقتصادي الخليجي العدد (٢٩)أيلول ٢٠١٦.

[٤] جميل باشا سعاد " أثر استثمار رؤوس أموال شركات التأمين في التنمية الاقتصادية دراسة حالة تطبيقية للشركة الوطنية للتأمين" رسالة ماجستير غير منشورة ، جامعة عبد الحميد بن باديس كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير قسم العلوم الاقتصادية ، الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية ،٢٠١٧

[٥] عبد الغفار حنفي، البورصات والمؤسسات المالية، الدار الجامعية ، مصر ، ٢٠٠٢.

[٦] طايلب فاتح ،محاسبة شركات التأمين في ظل المعايير المحاسبية الدولية ،جامعة برمرداس ،كلية العلوم الاقتصادية ،٢٠١٤.

[٧] إبراهيم لوسي الجزراوي ، ،تقييم بدائل الاستثمار باستخدام النماذج الرياضية الحديثة ،مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية ،جامعة بغداد، العراق. ٢٠٠٧.

[٨] ميادة رشيد كامل ، الاستثمار في شركات التأمين واثره على التنمية الاقتصادية في العراق ، مجلة الاقتصادي الخليجي ، ٢٠١٦.

[٩] غروب كامل، حسين عاشور، تقويم كفاءة اداء الاستثمارات في شركات التأمين ، مجلة دراسات المحاسبية والمالية، جامعة بغداد ، ٢٠١٢.

[١٠] هوشيار معروف ، الاستثمارات والاسواق المالية ، دار صفاء للنشر والتوزيع ،عمان ، الاردن ط١، ٢٠٠٣.

[١١] ناظم محمد نوري الشمري ، أساسيات الاستثمار العيني و المالي، دار وائل للطباعة والنشر، الاردن ، ط١ ، ١٩٩٩.

[١٢] رسمية قرياقوس ، اسواق المال ، الدار الجامعية ، مصر ١٩٩٩.

[١٣] كاظم الشربتي ، التأمين بين النظرية والتطبيق ، مطبعة شفيق ، بغداد ، ١٩٨٦.

[١٤] حمد سالم حسين، العوامل المؤثرة على اداء محفظة استثمارات شركات التأمين المصرية، رسالة ماجستير غير منشوره ، جامعة عين شمس ، مصر ،٢٠٠٨.

[١٥] محمد مطر ، أدوات الاستثمار المختلفة بين المزايا والعيوب ،مجلة المحاسب القانوني العربي، العدد ٢٨ مايو ،١٩٨٨

[١٦] سعيد توفيق عبيد ، اساسيات التمويل والادارة المالية ، مكتبة عين شمس ،١٩٩٧.

[17] https://faharas.net/advantages-bank-deposit

[١٨] مقابلة مع السيد سعدية محمد عباس ، عضو مجلس ادارة شركة تأمين الوطنية.