



## مجلة التجارة والتمويل

[/https://caf.journals.ekb.eg](https://caf.journals.ekb.eg)

كلية التجارة – جامعة طنطا

العدد : الرابع

ديسمبر 2023  
(الجزء الثاني)

# **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](mailto: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)]:

$$\Phi_p(B)y_t = \Theta_q(B)\varepsilon_t \quad (1)$$

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

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

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  $\varepsilon_t$  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

$$a_t = \varepsilon_t - \hat{\varepsilon}_t \quad (3)$$

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

$$\begin{aligned} \hat{\varepsilon}_t &= y_t - \sum_{i=1}^L \hat{\pi}_i y_{t-i}, \\ \hat{\varepsilon}_t &= y_t - (\hat{\pi}_1 y_{t-1} + \hat{\pi}_2 y_{t-2} + \dots + \hat{\pi}_L y_{t-L}) \\ \hat{\varepsilon}_t &= \hat{\Pi}_L(B) y_t \end{aligned} \quad (4)$$

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

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

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

$$\begin{aligned} a_t &= \varepsilon_t - \hat{\Pi}_L(B) \frac{\Theta_q(B)}{\Phi_p(B)} \varepsilon_t \\ a_t &= \left[ 1 - \hat{\Pi}_L(B) \frac{\Theta_q(B)}{\Phi_p(B)} \right] \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

### 3. An Approximate Conditional Likelihood Function

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

$$\begin{aligned} \Phi_p(B)y_t &= \Theta_q(B)\varepsilon_t \\ \Phi_p(B)y_t &= \Theta_q(B)[\hat{\varepsilon}_t + a_t] \\ \Phi_p(B)y_t &= \Theta_q(B)\hat{\varepsilon}_t + \Theta_q(B)a_t \end{aligned} \quad (7)$$

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

$$\begin{aligned} (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)y_t &= -\sum_{j=1}^q \theta_j \hat{\varepsilon}_{t-j} + \eta_t \\ y_t - \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} &= -\sum_{j=1}^q \theta_j \hat{\varepsilon}_{t-j} + \eta_t \end{aligned}$$

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

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

Where

$$\begin{aligned} \eta_t &= \left\{ \Theta_q(B) + (1 - \Theta_q(B)) \left( \frac{\hat{\Pi}_L(B) \Theta_q(B)}{\Phi_p(B)} \right) \right\} \varepsilon_t \\ \eta_t &= \left\{ \Theta_q(B) \frac{\Phi_p(B)}{\Phi_p(B)} + (1 - \Theta_q(B)) \left( \frac{\hat{\Pi}_L(B) \Theta_q(B)}{\Phi_p(B)} \right) \right\} \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$



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

$$\eta_t \Phi_p(B) = \left\{ \theta_q(B) \Phi_p(B) + (1 - \theta_q(B)) \left( \hat{\Pi}_L(B) \theta_q(B) \right) \right\} \varepsilon_t$$

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

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

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

Where

$$\Psi_{q^*}(B) = \theta_q(B) \Phi_p(B) + (1 - \theta_q(B)) \left( \hat{\Pi}_L(B) \theta_q(B) \right) \quad (12)$$

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

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

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

Where  $\underline{Y}^T = (y_{p+1}, y_{p+2}, \dots, y_{n-1}, y_n)$ ,  $\underline{\gamma}^T = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$  is the parameter vector,  $\underline{\eta}^T = (\eta_{p+1}, \eta_{p+2}, \dots, \eta_{n-1}, \eta_n)$ ,  $X$  is  $(n-p) \times (p+q)$  matrix with  $t^{th}$  row  $(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, -\varepsilon_{t-1}, -\varepsilon_{t-2}, \dots, -\varepsilon_{t-q})$ ,  $t = p+1, p+2, \dots, n$ . 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  $\Omega$  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:

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

where  $\underline{\gamma}(p, q) = (\phi_{p1}, \phi_{p2}, \dots, \phi_{pp}, \theta_{q1}, \theta_{q2}, \dots, \theta_{qq}) \in R^{p+q}$ ,  $p = 1, 2, \dots, K_1$ ,  $q = 1, 2, \dots, K_2$ ,  $\tau > 0$ , 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  $\Omega$  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  $\Omega$  with by their estimates  $\hat{\underline{\gamma}}(p, q)$  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  $\Omega$  by its estimate  $\hat{\Omega}$  in (14) yields an approximate conditional likelihood function that like the following:

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

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:

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

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

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  $\hat{R} = \hat{\Omega}^{-1} = I_{n-p}$  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  $\xi_1(\underline{\gamma}(p, q)|p, q, \tau) \sim N(\underline{M}(p, q), \tau^{-1}V^{-1}(p, q))$ , where  $\tau > 0$ ,  $V(p, q)$  is a square positive definite matrix of order  $(p+q)$  as the following form:

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

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

$$\xi_2(\tau) \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$$

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

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

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

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

The direct technique assigns a probability to each pair of values of  $(p, q)$  or, more specifically, to each of the  $K_1 \times K_2$  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  $\tau$ , respectively, as shown by the subsequent theorem.

**Theorem:** Given  $n$  observation  $\underline{Y}^T = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  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

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

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

Where

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

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

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

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

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

**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  $\tau$  is as follows:

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

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

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

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

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

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

The above is an approximate joint posterior distribution of the parameters  $\underline{\gamma}(p, q), p, q,$  and  $\tau$  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:

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

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

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

$$3 - 2\beta$$

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

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

Where

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

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

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

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

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

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

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

Therefore, Jefferys' prior (26) is a particular case of the joint prior distribution of the parameters  $\underline{\gamma}(p, q), p, q$ , and  $\tau$  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:

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

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  $\xi_1(\underline{\gamma}(p, q)|p, q, \tau) \sim N(\underline{M}(p, q), \tau^{-1}V^{-1}(p, q))$ , where  $\tau > 0$ ,  $V(p, q)$  is a square positive definite matrix of order  $(p+q)$  as following form:

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

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

$$\xi_2(\tau) \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$$

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

- 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  $K_1 \times K_2$  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 ( $p=1, 2, \dots, K_1$  and  $q=1, 2, \dots, K_2$ ) 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

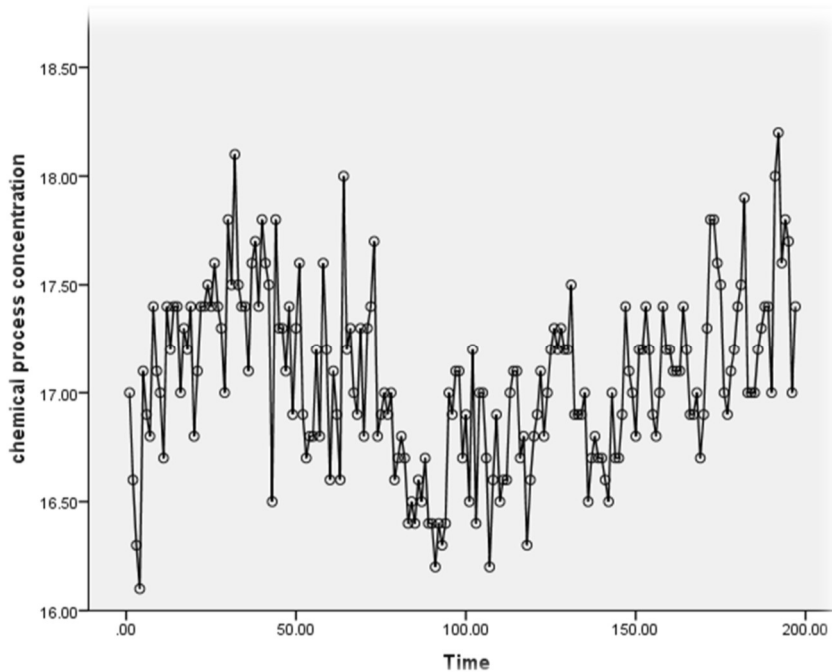


Table displays the outcomes of the Box-Jenkins methodology, the Broemeling and Shaarawy approach, and the proposed approach for each time series. Through examination of Table 3 results, we are able to notice

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, 2<sup>nd</sup> Edition, Holden-Day, San Francisco, (1976).
- [5] Box, G. E. P., Jenkins, G. M., and Reinsel, G. C., Time series Analysis, Forecasting and control, 3<sup>rd</sup> 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 22<sup>nd</sup> 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 22<sup>nd</sup> 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 Bayesian Approach, , the 22<sup>nd</sup> Annual Conference in Statistics of Modeling in Human and Social Sciences, (2010), 4-27.
- [16] Ismail, M.A., Ahmed, E.A., 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](http://dx.doi.org/10.17654/ADASAug2015_079_096)
- [17] Ismail, M.A., Ahmed, E.A., 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: John Wiley and Sons, (2006).

إثر التغير في التركيب العمري للعاملين في القطاع  
الحكومي على الاشتراكات المحصلة لصناديق التأمينات في  
مصر خلال الفترة من ٢٠٢٠ حتى ٢٠٤٠

د/ محمود احمد نور عبد الله

مدرس الأحصاء

بالمعهد العالي للدراسات المتطورة

بالقطامية

**Mahmoudnoor2014@gmail.com**



## ملخص

إثر التغير في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على الاشتراكات المحصلة  
لصناديق التأمينات في مصر خلال الفترة من ٢٠٢٠ حتى ٢٠٤٠

توصلت الدراسة الي:

١- بالنسبة للفئات الاولي ١٨-٤٠ انخفاض اعداد العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ٩٠٪ خلال فتره الدراسة نتيجة الي انخفاض التعيينات الجدد في القطاع الحكومي انخفاض اشتراكات العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ٦٠٪ خلال فتره الدراسة نتيجة الي انخفاض التعيينات الجدد في القطاع الحكومي على الرغم من ارتفاع متوسط اجر الاشتراك تدريجيا لهذه الفئة الي ١٠ اضعاف قيمته في بداية فترة الدراسة

٢- ارتفاع متوسط اجر الاشتراك للعاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من عشرة اضعاف قيمه في بداية فتره الدراسة وذلك لان صناديق التأمين الاجتماعي تسعي الي زيادة حصيلة الاشتراكات للمساهمة في تحمل اعباء المعاشات من جهة وتعويض الانخفاض في اعداد العاملين في القطاع الحكومي خلال الفترة الأخيرة من اجل اعاده هيكله القطاع الحكومي واعطاء فرص أكثر للقطاع الخاص للقيام بدوره في اعادة التوازن في هيكل القوي العاملة في مصر

٣- إن الفئات الأخيرة (٤٠-٦٠) هي الاكثر احتياجا لزيادة اعداد المؤمن عليهم وذلك لزيادة الاشتراكات المحصلة وارتفاع متوسط اجر الاشتراك للعاملين بها وبالتالي هي الاكثر مساهم لتحمل اعباء المبالغ المستحقة لأصحاب المعاشات والمستحقين ومماشق يتضح ان قانون المعاشات الجديد قام بتعديل سن التقاعد ولذلك للاحتفاظ بالفئات الاكبر وذلك لزيادة حصله الاشتراكات من هذه الفئة لحين اعادة هيكله العاملين في القطاع الحكومي

الكلمات الدالة: التغير في التركيب العمري-القطاع الحكومي-الاشتراكات المحصلة  
لصناديق التأمينات -كبار السن

## ١-مقدمه

خلال الفترة الأخيرة اتبعت الحكومة المصرية بعض السياسات منها تخفيض اعداد العاملين بالقطاع الحكومي وذلك عن طريق تخفيض اعداد العاملين الجدد في هذا القطاع مع اعادة توزيع العاملين من قطاعات لديها فائض الي قطاعات اخرى لديها عجز في اعداد العاملين وذلك لتخفيض اعباء الخزانة العامة للدولة عن طريق تخفيض بند الأجور المنصرفة للعاملين في هذا القطاع.

ان تخفيض اعداد العاملين الجدد قد يؤدي الى ارتفاع متوسط اعمار العاملين في القطاع الحكومي وبعد فترة زمنية يحدث تغير في الهيكل العمري للعاملين في ذلك القطاع وذلك بانخفاض اعداد العاملين في الفئات الأولى وارتفاعها في الفئات الأخيرة من الهيكل العمري للعاملين.

من ناحية أخرى إن الاشتراكات المحصلة للعاملين في القطاع الحكومي هي المصدر الرئيسي لسداد مبالغ المعاشات المستحقة لكبار السن والى أسي مدى يؤثر التغير في الهيكل العمري للعاملين في القطاع الحكومي على الاشتراكات المحصلة لصناديق التأمين الاجتماعي وذلك لسداد المعاشات المستحقة لكبار السن.

ان اختلاف الأجور لكل فئة عمرية للعاملين سوف يؤدي لاختلاف الاشتراكات المحصلة من كل فئة عمرية وبالتالي قد يؤدي تأثير ملحوظ في دخول كبار السن نتيجة لتغير التركيب العمري للعاملين في قطاع الحكومة وإن التغير في متوسط أجر الاشتراك المحصل من العاملين في القطاع الحكومي أكبر من متوسط اجر الاشتراك من العاملين في القطاع الخاص مما يؤكد ان الانخفاض في اعداد العاملين في القطاع الحكومي قد لا يعوضهم ارتفاع اعداد العاملين في القطاع الخاص.

تعتبر الصناديق الحكومية للتأمينات الاجتماعية من أهم المؤسسات المسؤولة عن تأمين حقوق المواطنين في الدولة، وتتلقى هذه الصناديق المساهمات والاشتراكات من الموظفين وأصحاب العمل، وتستخدم هذه المساهمات لتقديم الخدمات المختلفة للمشاركين، مثل التأمين على الحوادث والأمراض والتقاعد وغيرها. وتتأثر حجم المساهمات التي تتلقاها الصناديق بالتغيرات التي تطرأ على تركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي، وخاصةً في ظل تغير النسبة بين الأجيال المختلفة في سوق العمل. ولذلك، يأتي هذا البحث لدراسة أثر التغيير في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على الاشتراكات المحصلة من الصناديق التأمينية.

يمكن أن يؤثر التغيير في التركيب العمري على المعاشات بطرق مختلفة وذلك يعتمد على النظام الضماني والتأمينية الذي يتبعه البلد وقوانين التقاعد والحماية الاجتماعية المعمول بها.

في بعض الحالات، يمكن أن يؤدي التركيب العمري الجديد للعمالة إلى زيادة تكلفة المعاشات. فعلى سبيل المثال، إذا زاد عدد الموظفين الذين يتقاعدون في سن مبكرة وزاد عدد المستحقين للمعاشات، فقد يتسبب ذلك في زيادة تكلفة المعاشات وفي بعض الأحيان يؤدي إلى زيادة الدين العام.

### فروض الدراسة

انخفاض اعداد العاملين في القطاع الحكومي مع ارتفاع اعداد العاملين في القطاع الخاص خلال فترة الدراسة

علي افتراض ان لم يتم تعيين اعداد عاملين جدد ال في حدود نسبه ضئيله ان معدل استبدال العماله في القطاع الحكومي يقترب من الصفر خلال فترة الدراسة

### اهداف الدراسة

قياس إثر التغير في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على الاشتراكات المحصلة لصناديق التامينات

١-التنبؤ بآء عداد المؤمن عليه لكل فئة عمريه بالقطاع الحكومي و. باستخدام برنامج الاسقاطات السكانية Spectrum للتنبؤ بأعداد ونسب السكان وكل المقاييس الديموجرافية

خلال الفترة من ٢٠٢٠ حتى ٢٠٤٠. وأهم المتغيرات المؤثر في التنبؤ بأعداد المؤمن عليهم هي معدل المواليد ومعدل الوفيات ومعدل البقاء على قيد الحياة وسنه التقاعد ومعدل الاحلال للعمالة وذلك باستخدام عام ٢٠٢٠ سنة أساس

٢- التنبؤ بمتوسط اجر الاشتباك للعاملين في القطاع الحكومي لكل فئة عمرية على حدا وذلك باستخدام التقييم الكواري لحساب الزيادة السنوية المتوقعة لكل فئة عمرية وذلك باستخدام سلسه زمنية م ١٩٩٠ حتى ٢٠٢٠ لمتوسط اجر الاشتراكات لكل فئة عمرية

٣- الاشتراكات المحصلة من المؤمن عليهم لصناديق التأمين الاجتماعي وهي المصدر الرئيسي لدخول كبار السن ويتم التنبؤ بها باستخدام برنامج Easy Fit بالإضافة الي استخدام التدفقات النقدية لعمل التقييم الكواري للاشتراكات المحصلة من المؤمن عليهم وذلك باستخدام سلسه زمنية م ١٩٩٠ حتى ٢٠٢٠ لمتوسط اجر الاشتراكات لكل فئة عمرية

٤- نموذج مقترح لأنسب عدد من المؤمن عليهم لكل فئة عمرية لتحقيق أفضل دخل ممكن لكبار السن الذي يحقق أفضل قيمه لاشتراكات التي تحفظ على توازن ميزانيات صناديق التأمينات وبالتالي يضمن حقوق المستحقين للمعاش خلال فترة الدراسة

H0 لا يوجد اثر للتغيير في التركيب العمري للعاملين بالقطاع الحكومي علي الاشتراكات المحصلة لصناديق التأمينات

H1 يوجد اثر للتغيير في التركيب العمري للعاملين بالقطاع الحكومي علي الاشتراكات المحصلة لصناديق التأمينات

وذلك عن طريق استخدام الجداول والرسومات البيانية والنسب المئوية للسكان داخل قوة العمل وكبار السن من ١٩٩١ حتى ٢٠٢٠.

### المنهج الوصفي

تعتمد هذه الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي، حيث يتم جمع البيانات من مصادر مختلفة، مثل الصناديق التأمينية ووزارة المالية والإحصاءات الحكومية. ويتم تحليل البيانات باستخدام الأدوات الإحصائية المختلفة، مثل التحليل الكمي والتحليل الجمعي، والتحليل الزمني، والتحليل الإحصائي، لتحليل العلاقة بين التغيرات في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي والاشتراكات المحصلة من الصناديق التأمينية.

## ٢-١ المنهج التحليلي:

أولاً: عمل الإسقاطات السكانية باستخدام برنامج Spectrum للتنبؤ بأعداد ونسب السكان وكل المقاييس الديموجرافية خلال الفترة من ٢٠٢٠ حتى ٢٠٥٠. ثانياً\* استخدام التقييم الكواري للتنبؤ بأعداد المؤمن عليهم والاشتراكات المحصلة من العاملين في القطاعين الحكومي والخاص لصناديق التأمين الاجتماعي خلال الفترة من ٢٠٢١ حتى ٢٠٥٠.

ثالثاً- استخدام برنامج Easy Fit للتنبؤ بالاشتراكات المحصلة من العاملين بالقطاع الحكومي

## ٣- مصادر البيانات:

\*بيانات عن السكان وقوة العمل ومصدرها التعداد العام للسكان أعوام ١٩٩٦، ٢٠٠٦، ٢٠١٧ - الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.

\*نشرات بحث العمالة بالعينة -مسوح العينة الفترة من ١٩٩١ - ٢٠٢٠ - الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.

\*كتاب الإحصاء السنوي خلال الفترة من ١٩٩١ - ٢٠٢٠ - الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.

\*الموازنة العامة للدولة خلال الفترة من ١٩٩١ - ٢٠٢٠ - وزارة التخطيط.

\*النشرات الإحصائية خلال الفترة من ١٩٩١ - ٢٠٢٠ - الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.

## ٤- الدراسات السابقة:

١. محمود أحمد نور، ٢٠٢١

الأثار الديموجرافية والاقتصادية لانخفاض أعداد العاملين في القطاع الحكومي المصري وقد توصلت الدراسة إلى أنه يتضح أن هناك ارتفاع في معدلات البطالة والإعالة بنسبة تصل إلى أكثر من ضعف قيمتها

في نهاية فترة الدراسة، وذلك لان القطاع الخاص لا يستطيع ان يستوعب اعداد الشباب التي لم تجد فرص عمل في القطاع الحكومي الي جانب ان الأمان الوظيفي في القطاع الحكومي يميز هذا القطاع عن الخاص

٢. بوعبد الله، نجاه، والعلوي، حميد. (٢٠٢٠).

تأثير التغير في التركيب العمري للعاملين على الضمان الاجتماعي فيالمغرب: دراسة تحليلية.

أجرى البحث دراسة تحليلية لأثر تغير التركيبة العمرية للموظفين على نظام التقاعد في المغرب. ووجد البحث أن زيادة عدد

الموظفين الأصغر سنًا قد تؤدي إلى زيادة العجز في صندوق التقاعد، وأنه يتعين على الحكومة العمل على تحسين سوق

العمل وتشجيع الموظفين على الاستمرار في العمل حتى سن الاعتزال

٣. محمود أحمد نور عبد الله، ٢٠٢٠

نموذج مقترح للتنبؤ بدخول كبار السن في ظل معدلات استبدال العمالة للعاملين بالقطاع الحكومي في مصر

وقد توصلت إلى النتائج التالية: أكثر المتغيرات تأثيراً في النموذج هي: (معدلات الإعالة الكبرى - عدد العاملين -

التزامات الخزنة - التزامات الصندوق - الفائض القابل للاستثمار - أعداد أصحاب المعاشات). زيادة عدد العاملين الجدد

يؤدي في المستقبل إلى زيادة الاشتراكات المحصلة لصناديق التأمين الاجتماعي وبالتالي يؤدي إلى زيادة دخول كبار السن.

٤. تقرير المركز المصري للدراسات الاقتصادية: ٢٠٢٠ رأي في أزمة: سوق العمل المصري كشف انتشار فيروس كورونا المستجد عن هشاشة أسواق العمل في كافة أنحاء العالم، فيما اجتمعت أغلب الدول النامية

والمقدمة على حد سواء في التدابير الاحتوائية لأزمة انتشار الفيروس، إلا أن حدة هذا التأثير تتباين وفقاً لواقع أداء الاقتصاد

الكلي والإطار المؤسسي والهيكل الحاكم لسوق العمل من ناحية، ولأي مدى سوف تمتص الاختلالات الحالية لسوق العمل

صددمات العرض والطلب المصاحبة للأزمة من ناحية أخرى.

**M. (2019) Impact of Demographic Factors on Pension Fund Growth in India**

Fund Growth in India

هدفت هذه الدراسة إلى تقييم تأثير العوامل الديموغرافية على نمو صناديق التقاعد في الهند. استخدمت الدراسة النموذج الاقتصادي للتحليل وتم استخدام البيانات السنوية المأخوذة من السجلات المالية للصناديق المختلفة. توصلت الدراسة إلى أن عوامل مثل العمر والدخل والمعدل الحالي للنمو الاقتصادي للبلد كان لها تأثير إيجابي على نمو صناديق التقاعد في الهند.

٦. على أحمد ٢٠١٩:

التحديات التي تواجه العاملين كبار السن في القطاع الحكومي في مصر، وتم التركيز على دراسة تلك التحديات وتأثيرها على الأداء الوظيفي للموظفين كبار السن. وتوصل الباحث إلى أن الأداء الوظيفي للعاملين كبار السن يمكن أن يتأثر بعوامل مثل الصحة النفسية والتدريب والدعم الاجتماعي. عدم مواكبات التكنولوجي الحديثه والانظمه المتبعه في معظم الهيئات خلال الفتره الاخير

**S. (2019). The impact of demographic factors on pension funds: evidence from Turkey. Ozkan**

تهدف هذه الدراسة إلى تقييم تأثير العوامل الديموغرافية على صناديق التقاعد في تركيا. استخدمت الدراسة النموذج الاقتصادي للتحليل وتم استخدام البيانات السنوية المأخوذة من السجلات المالية للصناديق المختلفة. توصلت

الدراسة إلى أن عوامل مثل العمر ومعدل النمو الاقتصادي

مريم الحميدان ساخرون&t تقييم أثر العوامل الديمغرافية على استدامة نظام التقاعد في الك وبت ٢٠١٩

وأظهرت النتائج أن التغيرات الديمغرافية تؤثر على استدامة نظام التقاعد في الكويت، حيث يتزايد عجز

٨. إسلام ال سيد ٢٠١٨

د، دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر: تحديات وفرص، دراسة تحليلية لمؤسسة الأهرام للأبحاث

الاقتصادية، تناول هذا البحث العوائق والتحديات التي تواجه كبار السن في دخول سوق العمل في مصر وأهمية توفير فرص عمل لهم. كما تم تحليل البيانات والإحصائيات الخاصة بالعمالين كبار السن في مصر وتحديد الجوانب الإيجابية والسلبية لهذا

القطاع. وتم اقتراح عدد من الحلول والمقترحات لتحسين وضع كبار السن في سوق العمل  
٩. محمد شعبان ٢٠١٨:

يهدف البحث إلى دراسة تأثير دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر على النمو الاقتصادي، حيث تم التركيز على المساهمة الاقتصادية والاجتماعية لهذه الفئة. وتوصل الباحث إلى أن دخول كبار السن إلى سوق العمل قد يحسن من النمو الاقتصادي عن طريق تحسين معدلات التوظيف والإنتاجية وتعزيز الدخل القومي.

١٠. الربيعه، محمد. (٢٠١٨).

تحليل تأثير التركيب العمري للعمالين في القطاع الحكومي على استدامة صندوق التأمينات الاجتماعية في الأردن. مجلة الاقتصاد والتنمية المستدامة، ١(٢)، ٩١-١٠٣  
وأظهرت النتائج أن التركيب العمري للعمالين في القطاع الحكومي يؤثر بشكل كبير على استدامة صندوق التأمينات الاجتماعية في الأردن، وخاصة عندما تكون نسبة العمالين في الفئة العمرية الأكبر أعلى من النسبة الإجمالية للعمالين في الحكومة

١١. محمد سلامة ٢٠١٧:

يتناول هذا البحث دراسة دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر من خلال تحليل حالة بعض المحافظات. وتوصل الباحث إلى أن دخول كبار السن إلى سوق العمل يمكن أن يحسن من الأداء الاقتصادي والاجتماعي في تلك المحافظات، عن طريق تحسين مستوى الدخل والتوظيف وتحسين معدلات الإنتاجية.



١٢. سمير نياب وأخروا التأثيرات الاقتصادية والمالية لنظام التقاعد في الأردن ٢٠١٧. واستنتج البحث أن هناك حاجة إلى إجراء إصلاحات هيكلية لنظام التقاعد للحفاظ على استدامته المالية وتحسين أدائه

١٣. سارة محمد ٢٠١٧، دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر: تحليل السياسات والممارسات، يتناول هذا البحث

تحليل السياسات والممارسات المتعلقة بدخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر

١٤. نداء حسن واخرون ٢٠١٦

هذا البحث إلى دراسة أثر تغيير تركيبة العمرية للعاملين في الجهاز الإداري لمحافظة جدة على الميزانية العامة للمحافظة أن النتائج المتوسل إليها يمكن أن تفيد في فهم أثر تغيير تركيبة العمرية للعاملين في

الجهاز الإداري على الميزانية العامة للجهات الحكومية الأخرى.

١٥. محمد الشربيني ٢٠١٦:

يتناول هذا البحث دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر، وتم التركيز على دراسة أسباب

دخولهم إلى السوق وتحدياتهم. وتوصل الباحث إلى أن دخول كبار السن إلى سوق العمل يمكن أن يحسن من الأداء

الاقتصادي والاجتماعي في مصر، ولكن يتطلب تحسين بعض العوامل مثل الصحة

١٦. أحمد محمد ٢٠١٦،

دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر: دراسة حالة لبعض الشركات الحكومية، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، العدد ١٣، ٢٠١٦. يتناول هذا البحث دراسة حالة لعدد من الشركات الحكومية في مصر

والتأثير المتوقع لدخول كبار السن إلى سوق العمل في هذه الشركات. تم تحليل البيانات والإحصائيات وإجراء مقابلات

شخصية مع عدد من كبار السن العاملين في هذه الشركات. وتم تحديد الجوانب الإيجابية والسلبية لدخول كبار السن إلى

سوق العمل في هذه الشركات واقتراح بعض الحلول للتعامل مع هذه التحديات

١٧. محمد طلال حسنين، ٢٠١٦

بعنوان اتجاهات الموظفين المدنيين في القطاع العام نحو التقاعد المبكر  
أهم نتائج البحث فيما يلي: يوجد عدد كبير من الموظفين يرون أن التقاعد المبكر يحل مشكلة  
الخريجين ويعمل على زيادة  
عدد الوظائف الشاغر-توجه غالبية الموظفين نحو التقاعد المبكر من أجل رعاية أسرهم. ويرى  
غالبية الموظفين ان البقاء  
بالوظيفة يحافظ على صحة الموظف ويزيد من النشاط الجسدي. يفضل التوجه نحو التقاعد المبكر  
في حالة وجود مزايا تشجع على التقاعد

١٨. الجهني، عمر بن عبد العزيز. (٢٠١٦).

تأثير التغير في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على الاشتراكات المحصلة لصندوق  
التأمينات الاجتماعية: دراسة حالة المملكة العربية السعودية. أظهرت النتائج أن التركيب العمري  
للعاملين في القطاع الحكومي له تأثير معنوي على الاشتراكات المحصلة لصندوق التأمينات  
الاجتماعية في المملكة العربية السعودية  
١٩. -الجهني، خالد. (٢٠١٥). تحليل تأثير التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على  
الاحتياطي الفني لصندوق

التأمينات الاجتماعية في السعودية.

أظهرت النتائج أن التركيب العمري للعاملين يؤثر عليه على الاشتراكات المحصلة منالعاملين في  
القطاع الحكومي وبالتالي لها تأثيرا إيجابيا على الاحتياطي الفني لصناديق التأمينات  
٢٠. دراسة: محمود أحمد نور، ٢٠١٤ النافذة الديموجرافية وأثرها على نظم المعاشات في مصر  
أهم النتائج: ان عدد

السكان في سن العمل والتزامات الخزانة العامة للدولة والتزامات صناديق التأمين الاجتماعي واعداد  
كبار السن

ومعدلات المساهمة في ارتفاع توقع البقاء على قيد الحياة خلال الفترة الأخيرة أكثر المتغيرات تأثيرا  
في تحديد مرحله

النافذة الديموجرافية

٢١. دراسة إمبراطورية بيانات المركبات العاملة لصناعة النسيج &2010quot: تحليل العوامل المؤثرة على الاشتراكات في صندوق التأمينات الاجتماعية في الأردن. ظهرت النتائج أن العمر، والجنس، والرواتب، ومدة الخدمة، والقطاع الخاص هي العوامل الأساسية التي تؤثر على الاشتراكات في صندوق التأمينات الاجتماعية في الأردن.

٢٢. -- الضمان الاجتماعي في عالم آخذ في الشيخوخة: التكيف مع التحديات الديموجرافية. ٢٠١٠. توصلت الدراسة الي\* إن أعداد كبار السن زيادة بنسبة ٥٠ في المائة فقط بحلول عام ٢٠٣٠. في آسيا وأمريكا اللاتينية

، وحتى في بعض أجزاء من أفريقيا والشرق الأوسط، وسوف تصل الزيادة ١٥٠% في أعداد المسنين خلال عقدين من الزمان ومع ذلك خارج أفريقيا جنوب الصحراء الكبرى، فإن جميع البلدان مواجهة انخفاض كبير في فئة الشباب بحلول عام ٢٠٥٠. انخفاض نسب الإعالة الصين، ٢٥. بحلول عام ٢٠٣٠ سوف تصل كوريا إلى مرحلة الشيخوخة

٢٣. دراسة أربي، جورج -مايو ٢٠٠٨

- بعنوان أصلحاً نظام المعاشات التقاعدية في ألمانيا نتائج الدراسة: \* قبل الإصلاح: وثيقة ضمان مستوى معيشة للمؤمن عليهم للحصول عليها خلال سن العمل (قبل الإصلاح): حوالي ٧٣% من آخر أجر أو دخل الراتب). بعد الإصلاح: خفضت إلى حوالي ٥٤%، الذي خفض تدريجياً ولكن

مدفوعات المعاشات التقاعدية بحلول عام ٢٠٣٠، على مقربة من مدفوعات الرعاية الاجتماعية لكل مواطن مما يجعلها جذابة للغاية بالنسبة لجيل الشباب.

٢٤. دراسة لانديس -مارس ٢٠٠٩ -

بعنوان نظم المعاشات التقاعدية الرسمية للقطاع الخاص في آسيا، نتائج الدراسة: عملية شيخوخة السكان قادمة وبسرعة في آسيا في السنوات الأخيرة. وبلدان آسيا يوجد بها حالياً ما يزيد على نصف سكان

العالم المسنين، حيث سوف يقل مجموع سكان العالم أكثر عن ٦٠ مليار بحلول عام ٢٠٢٠.

٢٤. دراسة برتو تساندي هام، عام ١١-٢٠٠٥،

بعنوان العوائد الديموجرافية ومعاشات التقاعد في المكسيك. توصلت الدراسة الي ارتفعت المساهمات في المعاشات خلال الفترة (١٩٨٢-١٩٨٨) ٢٥% — ٣٣% وانخفضت إلى ٢٧.٢ % بعد الأزمة الاقتصادية. مساهمة أصحاب العمل أقل مما يجب نتيجة لتهرب أصحاب الأعمال من المشاركة في نظم الضمان . سوء الإدارة والفساد هم أهم أسباب انخفاض الموارد لنظام الضمان الاجتماعي. نجاح النظام في تطبيق البرامج الصحية والاجتماعية في المناطق الفقيرة. إن ضمان نجاح أي نظام معاشات يعتمد على تحصيل الاشتراكات في مواعيدها، وذلك

لتحقيق وفورات مالية تسمح بوجود تدفق نقدي يساعد على الحصول على المعاشات في وقتها

٢٥. -دراسة موريا، بروس وآخرون -يوليو ٢٠٠١ -

بعنوان إصلاح أنظمة المعاشات التقاعدية في منطقة آسيا الانتقالية وتوصلت الي أن إصلاح نظام الضمان الاجتماعي في جمهورية الصين الشعبية التقاعدية، تطرقت إلى العلاقة بين إصلاح نظام المعاشات التقاعدية وتنمية أسواق رأس المال، وشدد على أهمية وضع استراتيجية استثمارية سليمة للحد من تأثير نظام المعاشات التقاعدية على المالية العامة واستمرارية على المدى البعيد للإصلاحات المعاشات التقاعدية. وهذا يتطلب وجود سوق رأس المال منظم وصناعة إدارة الصناديق التقاعدية بشكل جيد، هذا يتطلب وجود ما مجالات كثيرة لاستثمار أموال التأمينات حتى تتجنب مخاطر الاستثمار.

٢٦. دراسة منستر، دبل توار مارس ١٩٩٨،

بعنوان الاتجاهات الديموجرافية ونظم المعاشات التقاعدية في إيطاليا.

نتائج الدراسة: وهناك زيادة في عدد المتقاعدين ينتج عنه انخفاض في متوسط تكلفة المعاشات التقاعد. الإصلاحات

تسهم في الحد من نسبة نفقات معاشات المتقاعدين إلى الناتج المحلي الإجمالي في المدى المتوسط والطويل. وانخفاض

نفقات المعاش التقاعد إلى الناتج المحلي الإجمالي بين العوامل الديموجرافية وذلك على تأثير الاتجاهات الديموجرافية

على الناتج القومي الإجمالي زيادة عدد المتقاعدين والمقام انخفاض عدد العاملين،

تعليق على الدراسات السابقة- تشير الدراسة إلى

١. نتائج البحث أن زيادة عدد الموظفين الأصغر سناً قد تؤدي إلى زيادة العجز في صندوق

التقاعد، وأنه يتعين على الحكومة العمل على تحسين سوق العمل وتشجيع الموظفين على

الاستمرار في العمل حتى سن الاعتزال

تعليق على الدراسات السابقة- تشير الدراسة إلى

١- اثار انخفاض اعداد العاملين في القطاع الحكومي على دخول كبار السن في مصر

٢- المخاطر الناتجة عن تحمل الخزنة العامة العجز في تكلفة التقاعد وتأثير ذلك على

القطاعات الأخرى. - تحليل نتائج،

٣- شرح تفصيلي لاتجاهات عملية التحول الديموجرافية في الدول العربية بصفة عامة،

ودول الخليج بصفة خاصة، والفترات التي يمكن أن تدخل الدول العربية فيها مرحلة النافذة

الديموجرافية \* تحدد الصعوبات التي تواجه نظم المعاشات ولم تقدم الحلول المقترحة

لمواجهة هذه الصعوبات.

٤- ركزت اعلى أهمية إصلاح نظم المعاشات التقاعدية من أجل تنمية اقتصادية أفضل في بلدان

أسيا التي مرت معظمها بمرحلة النافذة الديموجرافية، وتعاني في القريب العاجل من مرحلة

شيخوخة السكان،

٥- تناولت إثر التغيير في التركيب العمري للعاملين على الاشتراكات المحصلة لصناديق التأمين

الاجتماعي في عدد من البلدان

\* لم تشمل الدراسات السابقة

- ١- إثر التغيير في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على الاشتراكات المحصلة لصناديق التأمينات في مصر
- ٢- التغيير في التركيب العمري للعاملين واثار على دخول كبار السن
- ٣- التنبؤات المستقبلية للتدفقات النقدية لنظم المعاشات في ظل التغيرات في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي
- ٥- الدراسة التطبيقية

أولاً: التنبؤ بإعداد المؤمن عليهم

يتم التنبؤ بأعداد المؤمن عليهم بعمل إسقاطات سكانية ومنه عمل إسقاطات للقوي العاملة في ظل افتراضات ان معدل استبدال العماله في القطاع الحكومي يقترب من الصفر في نهاية فتره الدراسه علي افتراض ان لم يتم تعيين اعداد عاملين جدد ال في حدود نسبه ضئيله

١- بعمل الإسقاطات السكانية باستخدام برنامج Spectrum للتنبؤ بأعداد ونسب السكان وكل المقاييس الديموجرافيه خلال الفترة من ٢٠٢٠ حتى ٢٠٤٠. في ظل الافتراضات التاليه ولقد قام الباحث بأجراء إسقاطات سكانية لمصر خلال الفترة ٢٠٢٠ حتى ٢٠٤٠ مستخدماً الافتراضات التاليه:

- \*- عدد السكان مقسمة إلى فئات عمرية حسب النوع من تعداد ٢٠١٧.
- \*- معدلات الخصوبة الكلية ٣.١٤ عام ٢٠١٧ والمستهدف ٢.١٦ عام ٢٠٤٠.
- \*- معدلات الخصوبة التفصيلية المقدرة في الدول العربية.
- \*- نسبة النوع ١٠٥ %.
- \*- توقع البقاء على قيد الحياة من عام ٢٠٢٠ إلى عام ٢٠٤٠ (الفرض المتوسط) الذي قام به الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء.
- \*- جدول الحياة المستخدم جنوب شرق آسيا.
- \*- بفرض أن صافي الهجرة تساوى صفر.

## جدول (١) ملخص للإسقاطات السكانية من ٢٠٢٠ - ٢٠٤٠

٢٠٤٠	٢٠٣٥	٢٠٣٠	٢٠٢٥	٢٠٢٠	البيان
٢.١٦	٢.٣٣	٢.٥٣	٢.٧٩	٣.١٤	معدل الخصوبة الإجمالي
١.٠٥	١.١٣	١.٢٤	١.٣٦	١.٥٣	معدل الإحلال الإجمالي
١.٠١	١.٠٩	١.١٨	١.٢٩	١.٤٥	معدل الإحلال الصافي
٢٦.٨	٢٦.٨	٢٦.٩	٢٦.٩	٢٧.١	متوسط العمر عند الميلاد
٠.٣٤	٠.٣٤	٠.٣٧	٠.٤٢	٠.٥	معدل الإنجاب
					الوفيات
٧٤.٤	٧٣.٦	٧٢.٧	٧١.٨	٧٠.٨	ذكور
٧٨.٤	٧٧.٦	٧٦.٧	٧٥.٨	٧٤.٧	إناث
٧٦.٤	٧٥.٦	٧٤.٧	٧٣.٨	٧٢.٧	إجمالي
١٧.٦	١٨.٦	١٩.٣	٢١.٢	٢٤.٨	معدل المواليد لكل ١٠٠٠
٥.٨	٥.٥	٥.١	٤.٨	٤.٧	معدل الوفيات لكل ١٠٠٠
١.١٨	١.٣١	١.٤٢	١.٦٤	٢.٠١	معدل الإحلال
٥٩.٢	٥٣.٢	٤٩	٤٢.٥	٣٤.٩	الوقت اللازم لتضاعف السكان
٢.٣٨٦	٢.٣٦٨	٢.٢٩٩	٢.٣٤٣	٢.٥٠٣	المواليد (بالمليون)
٠.٧٨٨	٠.٦٩٦	٠.٦٠٤	٠.٥٢٨	٠.٤٧٤	الوفيات (بالمليون)
١٣٥.٦٧٩	١٢٧.٤٩٥	١١٩.١٢٨	١١٠.٤٧٧	١٠١.٠٠٩	إجمالي السكان (بالمليون)
٦٨.٩٥٦	٦٤.٩٤٩	٦٠.٨٥٩	٥٦.٦٢٥	٥١.٩٦٦	ذكور (بالمليون)
٦٦.٧٢٤	٦٢.٥٤٧	٥٨.٢٦٩	٥٣.٨٥٢	٤٩.٠٤٣	إناث (بالمليون)
٢٤.٨٥	٢٦.٣٧	٢٩.١٨	٣٢.٤٨	٣٣.٩٥	نسبة السكان ١٤-٠
٥٢.٢٤	٥٢.٩١	٥٢.٢٥	٥٠.٩٢	٥٠.٩٠	نسبة السكان ١٥-٤٩
٦٦.٧٤	٦٦.٠٤	٦٤.١٤	٦١.٩٢	٦١.٥٣	نسبة السكان ١٥-٦٤
٨.٤١	٧.٥٩	٦.٦٨	٥.٦٠	٤.٥٢	نسبة السكان ٦٥+
٥١.٧٤	٥٢.٦٥	٥٢.٠٦	٥٠.٨٥	٥١.١٠	نسبة الإناث ١٥-٤٩
١.٠٣	١.٠٤	١.٠٤	١.٠٥	١.٠٦	نسبة النوع

اعداد الباحث

ب: الافتراضات الديموجرافية والاسس الاكتوارية المستخدمة<sup>1</sup>:

١-تاريخ اعداد الدراسة ٢٠٢٠/٦/٣٠.

٢-تم حساب الاعداد بطريقة Nearest Birthday.

٣-جدول معدلات الوفاة المستخدم (A67/70) بدون انحرافات.

٤-استخدام جدول العلاقات بين سن الزوج وسن الزوجة من واقع البيانات التاريخية للهيئة.

٥-استخدام جدول العلاقات بين سن المؤمن عليه وسن أصغر الأولاد من واقع البيانات التاريخية للهيئة.

٦-استخدام معدلات الزواج للمؤمن عليه من واقع الدراسة التي تمت علي المؤمن عليهم من قبل شركة بيكن وندرو.

٧-معدلات الوفاة المستخدمة لأصحاب المعاشات الذين انتهت خدمتهم بالعجز (A٦٧/٧٠+٠.٠٢).

وبناء عليه تكون اعداد المؤمن عليهم حسب فئات العمر خلال الفترة من ٢٠٢٢ الي ٢٠٤٠ كما يلي:

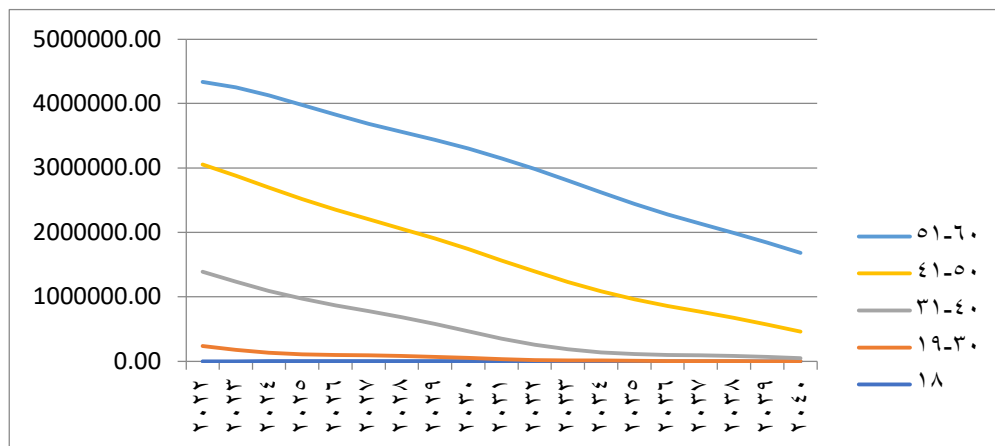
<sup>1</sup>الاسس المستخدمة لحساب اعداد المؤمن عليهم واعداد اصحاب المعاشات والمستحقين عنهم وكذا قيمة تلك المعاشات او الاشتراكات.



جدول (٢) الجدول التالي يوضح اعداد المؤمن عليه للعاملين في القطاع الحكومي مقسم فئات عمرية خلال الفترة (٢٠٢٢-٢٠٤٠)

الفئة السنة	أقل من ١٨		18-30		30-40		40-50		50-60	
	عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة
2022	28.7810	0.00066	240497	5.543	115187	26.55	166390	38.45	1282785	29.5634
2024	26.80164	0.00065	129427	3.137	961916	23.31	1603082	38.85288	1431579	34.6963
2026	24.95836	0.000652	95469	2.494	772274	20.18	1484681	38.79086	1474950	38.5366
2028	23.24185	0.000653	82394	2.316	598671	16.83	1374592	38.63516	1502198	42.2217
2030	21.64339	0.000656	49946	1.513	414978	12.57	1274936	38.61812	1561512	47.2986
2032	20.15487	0.000676	18230	0.611	238561	8.00	1134339	38.02293	1592152	53.3688
2034	18.76872	0.000716	9870	0.377	128503	4.90	947693	36.16858	1534126	58.5497
2036	17.4779	0.000767	3450	0.151	94816	4.16	760564	33.35539	1421336	62.3343
2038	16.27585	0.000818	1650	0.083	81820	4.11	589317	29.60493	1317801	66.2011
2040	15.15648	0.0009	1167	0.069	49599	2.94	408637	24.2556	1225294	72.7302

## اعداد الباحث



شكل (١) يوضح اعداد المؤمن عليه للعاملين في القطاع الحكومي مقسم فئات عمرية خلال الفترة (٢٠٢٢-٢٠٤٠)

من الجدول والشكل السابقين

- ١- بالنسبة للفئات الاولى ١٨-٤٠: انخفاض اعداد العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ٩٠٪ خلال فتره الدراسة نتيجة الي انخفاض التعينات الجدد في القطاع الحكومي لتعويضي هذه الفئة من العاملين
  - ٢- بالنسبة للفئات الاولى ٤٠-٥٠: ارتفاع اعداد العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ٣٠٪ النتيجة الي انخفاض اعداد العاملين الجدد في القطاع الحكومي وهذه الفئة العمرية اقل انخفاضاً من الفئات الاولى
  - ٣- بالنسبة للفئات الاولى ٥٠-٦٠: ارتفاع اعداد العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ١٥٪ خلال فتره الدراسة نتيجة الي لانتقل العاملين في الفئات الأدنى لهذه الفئة العمرية وبدأ في الانخفاض في نهاية فتره الدراسة نتيجة الي انخفاض اعداد العاملين الجدد في هذه القطاع
- ثانياً: التنبؤ بأجمالي الاشتراكات المحصلة من كل فئة عمرية من المؤمن عليهم ومتوسط اجر الاشتراك لكل قطاع:

باستخدام التقييم الاكتواري لصندوق التأمينات الاجتماعية

تم حساب الاشتراكات المحصلة للعاملين بالقطاع الحكومي بمعرفة قسم الدراسات التطويرية بصندوق التأمين الاجتماعي بمعدلات استبدال مختلفة للعمالة بطريقة التدفقات النقدية باستخدام قوانين حساب المعاشات والإصابة والتعويضات.

٨- تاريخ اعداد الدراسة ٢٠٢٠/٦/٣٠.

٩- تم حساب الاعمار بطريقة Nearest Birthday.

١٠- جدول معدلات الوفاة المستخدم (A67/70) بدون انحرافات.

١١- استخدام جدول العلاقات بين سن الزوج وسن الزوجة من واقع البيانات التاريخية للهيئة.

١٢- استخدام جدول العلاقات بين سن المؤمن عليه وسن أصغر الاولاد من واقع البيانات التاريخية للهيئة.

١٣- استخدام معدلات الزواج للمؤمن عليه من واقع الدراسة التي تمت علي المؤمن عليهم من قبل شركة بيككن وندرو.

١٤- معدلات الوفاة المستخدمة لأصحاب المعاشات الذين انتهت خدمتهم بالعجز  
(A٦٧/٧٠+٠.٠٢).

تستخدم الباحث برنامج Easy Fi للتنبؤ بالاشتراكات المحصلة من المؤمن عليه خلال فترة الدراسة كما يلي

بيانات فعلية اشتراكات العاملين في القطاع الحكومي خلال الفترة من ١٩٩٠ حتى ٢٠٢١

بيانات مقدره اشتراكات العاملين في القطاع الحكومي خلال الفترة من ٢٠٢٢ حتى ٢٠٤٠

كانت النتائج كما يلي:

دالة التوزيع الاحتمالي التي تمثل الاشتراكات هي ' Johnsons' والمعادلة كما يلي

Domain

$$\xi \leq x \leq \xi + \lambda$$

Probability Density Function

$$f(x) = \frac{\delta}{\lambda \sqrt{2\pi} z(1-z)} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\gamma + \delta \ln\left(\frac{z}{1-z}\right)\right)^2\right)$$

Cumulative Distribution Function

$$F(x) = \Phi\left(\gamma + \delta \ln\left(\frac{z}{1-z}\right)\right)$$

where  $z \equiv \frac{x-\xi}{\lambda}$ , and  $\Phi$  is the Laplace Integral.

قيمة المعالم كما يلي:

$\mu=0.45319132$	$\mu=0.59661323$	$\mu=89.561528$	$\mu=29.276164$
------------------	------------------	-----------------	-----------------

نتائج اختبار معنويه النموذج

#	<u>Distribution</u>	<u>Kolmogorov Smirnov</u>		<u>Anderson Darling</u>		<u>Chi-Squared</u>	
30	<u>Johnson SB</u>	0.05291	1	0.1119	1	0.17975	4

## نتائج اختبار معنوية النموذج

Kolmogorov-Smirnov					
Sample Size	31				
Statistic	0.05291				
P-Value	0.99996				
Rank	1				
$\alpha$	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	0.18732	0.21412	0.23788	0.26596	0.2853
Reject?	No	No	No	No	No
Anderson-Darling					
Sample Size	31				
Statistic	0.1119				
Rank	1				
$\alpha$	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	1.3749	12.986	2.5018	3.2892	3.9074
Reject?	No	No	No	No	No
Chi-Squared					
Deg. of freedom	4				
Statistic	0.17975				
P-Value	0.9962				
Rank	4				
$\alpha$	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01
Critical Value	5.9886	7.7794	9.4877	11.668	13.277
Reject?	No				

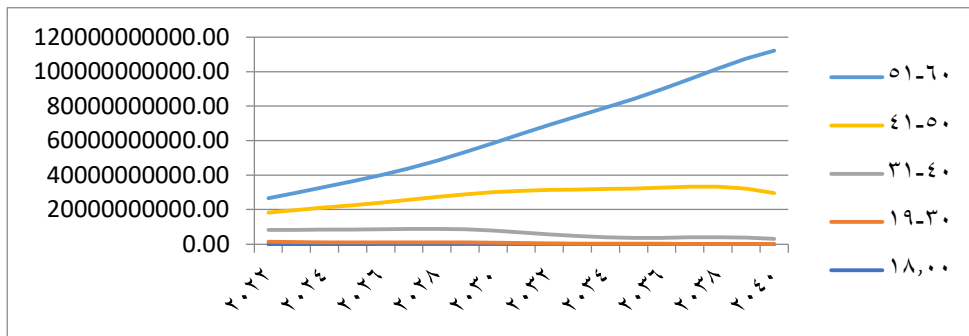
وبناء عليه تكون النتائج كما يلي:

### ١- اجمالي الاشتراكات

جدول (٣) الجدول التالي يوضح اشتراكات للعاملين في القطاع الحكومي مقسم فئات عمرية خلال الفترة (٢٠٢٢-٢٠٤٠)

المصدر اعداد الباحث

السنة	الفئة		١٨ من ١٨		19-30		30-40		40-50		51-60	
	عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة	عدد	نسبة
2022	0.13148	0.0049	1361.1	5.1	6806.71	25.6101	10206.7	0.384	٨٢٠٣,٦٧	0.3087		
2024	0.1591	0.0048	951.7	2.9	7385.83	22.3737	12777.4	0.3871	11895.99	0.3604		
2026	0.19251	0.005	912.2	2.3	7704.85	19.3012	15376.3	0.3852	15925.51	0.3989		
2028	0.23293	0.0051	1022.9	2.1	7760.89	16.0491	18497.9	0.3825	21075.31	0.4358		
2030	0.28185	0.0052	805.7	1.4	6990.04	11.9376	22293	0.3807	28465.76	0.4861		
2032	0.34104	0.0052	382.1	0.6	5221.37	7.5574	25772.3	0.373	37713.14	0.5459		
2034	0.41266	0.0052	268.8	0.3	3654.51	4.619	27977.5	0.3536	47217.17	0.5968		
2036	0.49931	0.0057	122.1	0.1	3503.71	3.9085	29174.8	0.3255	56841.62	0.6341		
2038	0.60417	0.0059	75.9	0.1	3928.59	3.857	29373.2	0.2884	68477.87	0.6723		
2040	0.73104	0.0062	69.7	0.1	3094.43	2.754	26464.9	0.2355	82731.61	0.7363		



شكل (٢) يوضح اشتراكات للعاملين في القطاع الحكومي مقسم فئات عمرية خلال الفترة (٢٠٢٢-٢٠٤٠)

من الجدول والشكل السابقين

١- بالنسبة للفئات الاولى ١٨-٤٠

انخفاض اشتراكات العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ٦٠٪ خلال فتره الدراسة نتيجة الي انخفاض التعيينات الجدد في القطاع الحكومي لتعويضي هذه الفئة من العاملين على الرغم من ارتفاع متوسط اجر الاشتراك تدريجيا لهذه الفئة الي ١٠ اضعاف قيمته في بدأيه فترة الدراسة

٢- بالنسبة للفئه ٤٠-٥٠

الاشتراكات المحصلة من هذه الفئة العمريه حققت ارتفاعا ملحوظا خلال فتره الدراسة وذلك يرجع الي ارتفاع متوسط اجر الاشتراك لهذه الفئة بمقارنه بالفئات الاولى على الرغم من انها لا تمثل أكثر من ٣٠٪ من اشتراكات العاملين

٣- بالنسبة للفئات الاولى ٥٠-٦٠

الفئة الاكثر تحصيليا للاشتراكات وتحمل العبء الاكبر لسداد المعاشات المستحقة هي تمثل أكثر النسبة الاكبر بالمقارنة بالفئات الاخر تصل الي أكثر من ٧٠٪ من اجمالي الاشتراكات المحصلة

## ب-متوسط اجر الاشتراك لكل فئة عمرية

جدول (٤) الجدول التالي يوضح متوسط اجر الاشتراك للعاملين في القطاع الحكومي مقسم فئات عمرية خلال الفتره

الفئة السنة	حتى سن ١٨	19-30	31-40	41-50	51-60	المتوسط العام
2022	4,568.45	5,659.34	5,909.24	6,134.18	6,395.21	6,139
2024	5,936.08	7,353.54	7,678.25	7,970.53	8,309.70	7,976
2026	7,713.13	9,554.92	9,976.84	10,356.62	10,797.32	10,364
2028	10,022.16	12,415.32	12,963.54	13,457.01	14,029.65	13,467
2030	13,022.43	16,132.01	16,844.35	17,485.55	18,229.61	17,499
2032	16,920.87	20,961.35	21,886.94	22,720.10	23,686.90	22,737
2034	21,986.36	27,236.42	28,439.09	29,521.67	30,777.90	29,544
2036	28,568.28	35,390.02	36,952.73	38,359.39	39,991.68	38,388
2038	37,120.59	45,984.51	48,015.04	49,842.80	51,963.74	49,880
2040	48,233.15	59,750.60	62,389.00	64,763.92	67,519.81	64,812

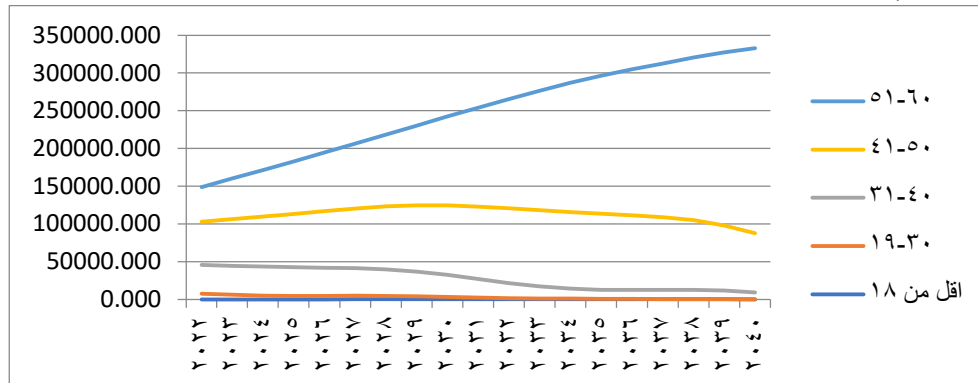
المصدر اعداد الباحث

من الجدول السابق ارتفاع متوسط اجر الاشتراك للعاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من عشره اضعاف قيمه في بدايه فتره الدراسة وذلك لان صناديق التأمين الاجتماعي تسعي الي زيادة حصيلة الاشتراكات للمساهمة في تحمل اعباء المعاشات من جهة وتعويض الانخفاض في اعداد العاملين في القطاع الحكومي خلال الفترة الأخيرة من اجل اعاده هيكله القطاع الحكومي واعطاء فرص أكثر للقطاع الخاص للقيام بدوره في اعاده التوازن في هيكل القوي العاملة في مصر تحمل الفئات العمرية اعباء المعاشات

جدول (٥) الجدول التالي يوضح نصيب كل فئة عمرية من اعباء المعاشات للعاملين في القطاع الحكومي خلال الفترة (٢٠٢٢-٢٠٤٠) بالمليون جنية

الفئة السنة	اقل من ١٨	19-30	31-40	41-50	51-60
2022	0.737	7630.067	38158.434	57218.78	45989.797
2024	0.825	4934.780	38295.326	66250.55	61680.392
2026	0.937	4438.759	37491.807	74820.96	77493.530
2028	1.051	4616.039	35020.941	83471.56	95102.066
2030	1.166	3332.671	28912.295	92208.51	117740.535
2032	1.310	1468.153	20060.866	99018.93	144896.514
2034	1.496	974.466	13247.340	101416.40	171158.950
2036	1.697	414.847	11904.639	99127.81	193132.133
2038	1.901	238.675	12357.982	92397.92	215407.639
2040	2.167	206.670	9171.593	78439.47	245208.393

اعداد الباحث



شكل (٤) يوضح نصيب كل فئة عمرية من اعباء المعاشات للعاملين في القطاع الحكومي

خلال الفترة (٢٠٢٢-٢٠٤٠)

من الجدول والشكل السابقين ١- بالنسبة للفئات الاولي ١٨-٤٠ انخفاض اشتراكات العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ٩٠٪ خلال فترة الدراسة نتيجة الي انخفاض اعداد العاملين تدريجيا خلال فترة الدراسة وانتقالهم للفئة الأعلى لذلك تتخفف الابعاء المحملة على هذه الفئة



## ٢- بالنسبة للفئة ٤٠-١٥٠

لاشتراكات المحصلة من هذه الفئة العمرية حققت ارتفاعا ملحوظا خلال فترة الدراسة وذلك يرجع الي ارتفاع متوسط اجر الاشتراك لهذه الفئة بمقارنه بالفئات الاولي وبالتالي ارتفاع الاعباء المحملة عليها للمساهم في سداد مبالغ المعاشات المستحقة

## ٣- بالنسبة للفئات الاولي ٥٠-٦٠

الفئة الاكثر تحصيلا للاشتراكات وتتحمل العبء الاكبر لسداد المعاشات المستحقة هي تمثل أكثر النسبة الاكبر بالمقارنة بالفئات الاخر تصل الي أكثر من ٧٠٪ من اجمالي الاشتراكات المحصلة لذلك هي الفئة الاكثر مساهم في سداد المبالغ المستحقة لأصحاب المعاشات والمستحقين

## نموذج مقترح لاختيار انصب عدد من المؤمن عليهم لكل فئة عمرية

جدول (٦) نموذج مقترح وانصب عدد من المؤمن عليهم لكل فئة عمرية

الفئة انسنة	اعل من ١٨	18-30	30-40	40-50	50-60	اجمالي
2022	161	1348226	6457418	9327862	7191288	24326977
2024	139	671075	4987507	8311938	7422698	21395381
2026	121	464552	3757884	7224457	7177108	18626148
2028	105	371802	2701495	6202831	6778648	16056910
2030	90	206587	1716439	5273412	6458752	13657310
2032	77	70041	916568	4358208	6117158	11464085
2034	68	35778	465814	3435321	5561099	9500114
2036	59	11722	322159	2584186	4829308	7749470
2038	51	5190	257377	1853787	4145345	6263789
2040	45	3459	147007	1211160	3631651	4993322

## اعداد الباحث

من الجدول السابق يتضح انان الفئات الأخيرة (٤٠-٦٠) هي الاكثر احتياجا لزيادة اعداد المؤمن عليهم وذلك لزيادة الاشتراكات المحصلة وارتفاع متوسط اجر الاشتراك للعاملين بها وبالتالي هي الاكثر مساهم لتحمل اعباء المبالغ المستحقة لأصحاب المعاشات والمستحقين ومماشق يتضح ان قانون المعاشات الجديد قام بتعديل سن التقاعد ولذلك للاحتفاظ بالفئات الاكبر وذلك لزيادة حصله الاشتراكات من هذه الفئة لحين اعادة هيكلة العاملين في القطاع الحكومي نستج مماشق وجد إثر للتغير في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على الاشتراكات المحصلة من كل فئة عمري وبالتالي لها تأثير مباشر على دخول كبار السن في مصر

## النتائج

## ١- بالنسبة للفئات الاولى ١٨-٤٠

انخفاض اعداد العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ٩٠٪ خلال فتره الدراسة نتيجة الي انخفاض التعيينات الجدد في القطاع الحكومي لتعويضي هذه الفئة من العاملين انخفاض اشتراكات العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ٦٠٪ خلال فتره الدراسة نتيجة الي انخفاض التعيينات الجدد في القطاع الحكومي لتعويضي هذه الفئة من العاملين على الرغم من ارتفاع متوسط اجر الاشتراك تدريجيا لهذه الفئة الي ١٠ اضعاف قيمته في بداية فترة الدراسة

٢- بالنسبة للفئات ٤٠-٥٠ ارتفاع اعداد العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ٣٠٪ خلال فتره الدراسة نتيجة الي انخفاض اعداد العاملين الجدد في القطاع الحكومي وهذه الفئة العمرية اقل انخفاضاً من الفئات الاولى الاشتراكات المحصلة من هذه الفئة العمرية حققت ارتفاعاً ملحوظاً خلال فتره الدراسة وذلك يرجع الي ارتفاع متوسط اجر الاشتراك لهذه الفئة بمقارنه بالفئات الاولى على الرغم من انها لا تمثل أكثر من ٣٠٪ من اشتراكات العاملين، لذلك تنخفض الاعباء المحملة على هذه الفئة، وبالتالي ارتفاع الاعباء المحملة عليها للمساهم في سداد مبالغ المعاشات المستحقة

٣- بالنسبة للفئات ٥٠-٦٠ ارتفاع اعداد العاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من ١٥٪ خلال فتره الدراسة نتيجة الي لانتقل العاملين في الفئات الأدنى لهذه الفئة العمرية وبذأفي الانخفاض في نهاية فتره الدراسة مما يدل على حدوث انخفاض تدريجاً في هذه الفئة ما لم يتم زيادة اعداد العاملين الجدد في هذه القطاع الفئة الاكثر تحصيلاً للاشتراكات وتتحمل العبء الاكبر لسداد المعاشات المستحقة هي تمثل أكثر النسبة الاكبر بالمقارنة بالفئات الاخر تصل الي أكثر من ٧٠٪ من اجمالي الاشتراكات المحصلة لذلك هي الفئة الاكثر مساهم في سداد المبالغ المستحقة لأصحاب المعاشات والمستحقين

٤- ارتفاع متوسط اجر الاشتراك للعاملين في القطاع الحكومي الي أكثر من عشره اضعاف قيمه في بداية فتره الدراسة وذلك لان صناديق التامين الاجتماعي تسعى الي زيادة حصيلة الاشتراكات للمساهمة في تحمل اعباء المعاشات من جهة وتعويض الانخفاض في اعداد

العاملين في القطاع الحكومي خلال الفترة الأخيرة من أجل إعادة هيكلة القطاع الحكومي واعطاء فرص أكثر للقطاع الخاص للقيام بدوره في إعادة التوازن في هيكل القوى العاملة في مصر

٥- ان الفئات الأخيرة (٤٠-٦٠) هي الأكثر احتياجا لزيادة اعداد المؤمن عليهم وذلك لزيادة الاشتراكات المحصلة وارتفاع متوسط اجر الاشتراك للعاملين بها وبالتالي هي الأكثر مساهم لتحمل اعباء المبالغ المستحقة لأصحاب المعاشات والمستحقين ومماشق يتضح ان قانون المعاشات الجديد قام بتعديل سن التقاعد ولذلك للاحتفاظ بالفئات الأكبر وذلك لزيادة حصله الاشتراكات من هذه الفئة لحين إعادة هيكلة العاملين في القطاع الحكومي

من المتوقع أن تؤدي هذه الدراسة إلى الحصول على نتائج مهمة حول أثر التغيير في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على الاشتراكات المحصلة من الصناديق التأمينية. ومن المتوقع أن يكون لهذه الدراسة أهمية كبيرة في تحديد السياسات والإجراءات الحكومية التي يجب اتخاذها لضمان استدامة الصناديق التأمينية وتحقيق أهدافها في تأمين حقوق المواطنين.

### التوصيات

- ١- تنبيه متخذي القرار لزيادة اعداد العاملين في القطاع الحكومي عن طريق زيادة اعداد العاملين الجدد
- ٢- زيادة الاشتراكات المحصلة من العاملين في القطاع الحكومي لتجنب حدوث عجز في ميزانيات صناديق التأمين الاجتماعي
- ٣- تحفض العبء على الموازنة العامة للدولة التي تقوم سداد مبالغ سنويا لصناديق التأمين الاجتماعي مقابل سندات الخزنة والتزامات اخري تجاه الصناديق لذلك يصبح من الصعب تحمل مبالغ اضافيه في حاله حدوث عجز في ميزانيات صناديق التأمين الاجتماعي
- ٤- ضروري تدعم الفئات الأكثر مساهم في تحمل عبء المبالغ المستحقة لأصحاب المعاشات والمستحقين وذلك عن طريق زيادة اعداد العاملين الجدد
- ٥- زيادة متوسط اجر الاشتراك للعاملين في القطاع الحكومي وذلك لزيادة الاشتراكات المحصلة في هذه القطاع

## قائمة المراجع

- ١- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، النشرات الإحصائية خلال الفترة من ١٩٩١ - ٢٠٢١
- ٢- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، بيانات عن السكان وقوة العمل ومصدرها التعداد العام للسكان أعوام 2017، 2006، 1996.
- ٣- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، كتاب الإحصاء السنوي خلال الفترة من ١٩٩١ - ٢٠٢١
- ٤- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرات بحث العمالة بالعينة -مسوح العينة الفترة من ١٩٩١ - ٢٠٢١
- ٥- الجهني، عمر بن عبد العزيز. (٢٠١٦). تأثير التغير في التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي.
- على الاشتراكات المحصلة لصندوق التأمينات الاجتماعية: دراسة حالة المملكة العربية السعودية. مجلة الاقتصاد والإدارة، ١٧(١)، ١-١٠
- ٦- الجهني، خالد. (٢٠١٥). تحليل تأثير التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على الاحتياطي الفني لصندوق التأمينات الاجتماعية في السعودية. مجلة الدراسات المالية والمصرفية، ٣٣(٣)-٤٣
- ٧- الحميدان مريم واخروا (٢٠١٩) تقييم أثر العوامل الديمغرافية; " الحميدان مريم واخروا . على استدامة نظام التقاعد في الك ويتناصر العتبيي،
- ٨- سميرة الفريح(٢٠١٩)، محمد الفضل. النشر في: المجلة الكويتية للعلوم الإدارية، العدد ٤٥، ص ١٦-١
- ٩- الربيعة، محمد. (٢٠١٨). تحليل تأثير التركيب العمري للعاملين في القطاع الحكومي على استدامة صندوق التأمينات الاجتماعية في الأردن. مجلة الاقتصاد والتنمية المستدامة، ١(٢)، ١٠
- ١٠ السيد إسلام ٢٠١٨، دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر: تحديات وفرص، دراسة تحليلية لمؤسسة الأهرام للأبحاث الاقتصادية.
- ١١- الشريبي محمد 2016، دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر، مؤتمر العلوم الاجتماعية والإنسانية، جامعة عين شمس. ١-١
- ١٢- الصياد، محمد حامد ٢٠٠٩- دور الحكومات في رعاية كبار السن في مجال التأمين الاجتماعي -مشروع دعم القدرات في مجال حقوق الإنسان - مارس ٢٠٠٩.
- ١٣- الضمان الاجتماعي في عالم أخذ في الشيخوخة: التكيف مع التحديات الديموجرافية ٢٠١٠-٢٠١٠

- ١٤- مايو برتو تساندي هام، عام ١١-٢٠٠٥، بعنوان العوائد الديموجرافية ومعاشات التقاعد في المكسيك ٢٠٢٠
- بلعربي
- ١٥ عبد القادر وآخرون، ٢٠٢٠، سوق العمل ومشكلة البطالة في الجزائر، المجلة الدولية للدراسات الاقتصادية، ألمانيا (برلين)، المركز الديمقراطي العربي، العدد التاسع - يناير - جافني ٢٠٢٠ للدراسات-
- ١٦- بوعبد الله، نجاه، والعلوي، حميد. (٢٠٢٠). تأثير التغير في التركيب العمري للعاملين على الضمان الاجتماعي في المغرب: دراسة تحليلية. مجلة العلوم الاقتصادية والمالية، ٢(٢)، ٢٧
- ١٧- حسن نداء وآخرون ٢٠١٦ أثر تغيير تركيبة العمري للعاملين في الجهاز الإداري .  
لمحافظة جدة على الميزانية العامة
- ١٨- دراسة حالة المجلة / النسرية: مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد ٢٢، العدد ٢، ص ١٦٥-١٨٤، ٢٠١٦
- ١٩- حسنين محمد طلال، ٢٠١٦، اتجاهات الموظفين المدنيين في القطاع العام نحو التقاعد المبكر في قوانين التقاعد-ال فلسطينية، كلية التجارة - قسم إدارة الأعمال، الجامعة الإسلامية - غزة.
- ٢٠- ذياب سمير وآخرون ٢٠٢٠ التأثيرات الاقتصادية والمالية لنظام التقاعد في الأردن. النشر في: مجلة الإدارة العامة، العدد 59-، ص ٢٧٩-٣٠٠
- ٢١- سرحان فاضل محمد وآخرون ٢٠١٦؛ أثر تغيير التركيبة العمري للعمال في القطاع الحكومي على أداء صندوق التقاعد 2-١ العام في المملكة العربية السعودية النشر في: مجلة الإدارة العامة للحرس الوطني، العدد ٣٩، السنة ١٤٣٧ ٢٠١٦
- ٢٢- سلامة محمد، دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر، دراسة حالة لبعض .  
المحافظات، ٢٠ مجلة المنارة للبحوث لاقتصادية، العدد ١٥، ٢٠١٧
- ٢٣- شعبان محمد ٢٠١٨، تغييرات التركيب العمري للقوى العاملة في مصر: تحليل للفترة من ١٩٩٨- .  
٢٠١٧، دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر: مدى التأثير على النمو الاقتصادي، مجلة الاقتصاد اليوم، العدد ٣٥٥، ٢٠١٨
- ٢٤- علي أحمد ٢٠١٩، التحديات التي تواجه العاملين كبار السن في القطاع الحكومي، دراسة تحليلية لمؤسسة الخليج للأبحاث والدراسات..

- ٢٥- عويس، أسامة، والسعيد، محمد. (٢٠١٩). تحليل تأثير التغير في التركيب العمري .  
للعاملين في القطاع الحكومي على الإيرادات المحصلة لصندوق التقاعد في الإمارات العربية المتحدة.  
1- (1)مجلة الإدارة والاقتصاد للدراسات العليا،
- ٢٦- لا نديس -مارس ٢٠٠٩ - بعنوان نظم المعاشات التقاعدية الرسمية للقطاع الخاص في آسيا  
التقاعدية في ألمانيا
- ٢٧- حمد أحمد ٢٠١٦ ، دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر: دراسة حالة لبعض لشركات  
الحكومية، مجلة العلوم 2-17الاقتصادية والإدارية، العدد ١٣، ٢٠١٦.
- ٢٨- محمد سارة ٢٠١٧ ، دخول كبار السن إلى سوق العمل في مصر: تحليل السياسات والممارسات،  
مجلة دراسات السوق 2-8العربي، العدد ١٠، ٢٠١٧.
- ٢٩- موريا، بروس وآخرون -يوليو ٢٠٠١ - بعنوان إصلاح أنظمة المعاشات التقاعدية في - 28.  
منطقة آسيا الانتقالية
- ٣٠- منستر، دبل توار مارس ١٩٩٨، بعنوان الاتجاهات الديموجرافية ونظم المعاشات التقاعدية في  
إيطاليا
- ٣١- نور، محمود أحمد، ٢٠١٤، النافذة الديموجرافية وأثرها على نظم المعاشات في مصر، رسالة  
دكتوراه، معهد لدراسات والبحوث الإحصائية -جامعة القاهرة
- ٣٢- نور، محمود أحمد، ٢٠٢١، الأثار الديموجرافية والاقتصادية لانخفاض أعداد العاملين في .  
القطاع الحكومي المصري، المجلة المصرية لتنظيم السكان والأسرة، كلية الدراسات العليا للبحوث  
الإحصائية، العدد الأول، ديسمبر
- ٣٣- نور، محمود أحمد، ٢٠٢٠، نموذج مقترح للتنبؤ بدخول كبار السن في ظل معدلات استبدال - .  
العمالة للعاملين بالقطاع الحكومي في مصر، مجلة التجارة والتمويل، كلية التجارة، جامعة طنطا، العدد  
الثالث، سبتمبر ٢٠٢٠

المراجع الأجنبية

1. United Nations (2020) .the Sex and Age Distribution of the World Population, the 2020 Revision, U. N., New York, 1996.
2. United Nations (2019) .the Sex and Age Distribution of the World Population, the 2019 Revision, U. N., New York, 2004.
3. Three–The Actuarial Education Company 2004
4. Mistry, V. V., & Singh, M. (2019). Impact of Demographic Factors on Pension Fund
5. Growth in India. Journal of Accounting and Finance, 19(1), 47–56.
6. Ozkan, S. (2019). The impact of demographic factors on pension funds: Evidence from Turkey. International Journal of Economics, Commerce and Management, 7(8), 18–34

1.التقارير السنوية،

التقارير السنوية لهيئة الرقابة المالية.

ii.التقارير السنوية للإنجازات الهيئة القومية للتأمين الاجتماعي

iii.الحسابات لختمانية لصندوق التأمين الاجتماعي

iv.التقارير نتائج تقييم المركز المالي لصندوق التأمين الاجتماعي

v.تقارير وأراء الخبير الاكثيار للصندوق الحكومي/ محمود عبد الحميد حسن