

**Cairo University
Institute of Statistical Studies and Research**

**The 53rd Annual Conference on Statistics, Computer
Sciences and Operations Research**

Demography

3-5, Dec ,2018

Index
Demography

1	Decomposing the Causes of Socioeconomic Inequality in Under-five Mortality in Egypt 2014 Farouk Tammam Shoieb , Mounira Ahmed Hussien, Mohamed Ali Hussein and Mohamed Helmy	1-19
----------	---	-------------

Decomposing the Causes of Socioeconomic Inequality in Under-five Mortality in Egypt 2014

Farouk Tammam Shoieb^a, Mounira Ahmed Hussien^b, Mohamed Ali Hussein^c, Mohamed Helmy^d

Abstract:

Studying under-five mortality as a health variable is important to reflect the social and health situation in Egypt. The main purpose of this paper is to determine for the first time the causes' contributions of socioeconomic inequality in under-five mortality in Egypt. A nationally representative sample of 15848 live births from 2009 to 2014 was selected. The data were taken from the Egyptian Demographic and Health Survey (EDHS) conducted in 2014. Under-five mortality rates are estimated using full birth history. The inequality in under-five mortality is measured using concentration index as our measure of socioeconomic inequality and decomposed into its determining factors. The highest shares to socioeconomic inequality in under-five mortality are belonging to households' economic status (30%), using modern contraceptive (28%), mother's education (25%) and place of residence (15%). Having health insurance (9%), having hygienic toilet (4%) and father's education (3%) also proved important contributors to the measured inequality. The findings illustrate that policy actions on improving households' economic status, using modern contraceptive, mother's education and having health insurance especially in rural areas, may have led to the reduction in under-five mortality inequality in Egypt.

Key words: under-five mortality, concentration index, decomposition, Egypt.

^a Professor, Institute of Statistical Studies and Research, Cairo University, Egypt.

^b Professor, Faculty of Commerce, University of Sadat City, Egypt.

^c Lecturer, Faculty of Commerce, South Valley University, Egypt.

^d Assistant Lecturer, Faculty of Commerce, University of Sadat City, Egypt.

Acknowledgment: We are deeply grateful to Dr. Zeinab Khadr for guiding us to apply decomposition technique.

Introduction

The Sustainable Development Goals (SDGs) adopted by the world leaders at United Nations summit in 2015 were developed to promote healthy lives and well-being for all children. From these goals, the SDG Goal 3 intends to end preventable deaths of newborns and under-5 children by 2030 (WHO, 2018). The world made remarkable progress in child survival in the past few decades, and millions of children have better survival chances than in 1990 (United Nations, 2018). Globally since 1990, under-5 mortality rate has dropped by 58%, from 93 deaths per 1 000 live births in 1990 to 39 deaths per 1000 live births in 2017. Despite the global progress in decreasing child mortality over the past few decades, an estimated 5.4 million children died before their fifth birthday in 2017. The most risky period of life for children everywhere is the first month therefor about 2.5 million newborns died within the first month of life in 2017. This translates into 15 000 under-five deaths per day (WHO, 2018).

Although Substantial global progress has been made in reducing the under-5 mortality rate, inequalities exist in under-five mortality across countries. Half of all under-5 mortality in 2017 took place in sub-Saharan Africa, and another 30 per cent in Southern Asia (World Bank, 2018). Sub-Saharan Africa remains the region with the highest deaths under five years of age in the world with 14 times higher than in high income countries (WHO, 2018). In addition, a baby born in Southern Asia or in sub-Saharan Africa was nine times more likely to die in the first month than a baby born in a high-income country (World Bank, 2018). Moreover, disparities exist in under-five mortality within countries. Under-five mortality rates among children in rural areas are, on average, 50 percent higher than among children in urban areas. In addition, children born to uneducated mothers are more than twice to die before reaching five than those born to mothers with a secondary or higher education (World Bank, 2018). Evidence worldwide indicates that under-five mortality rates among children belonging to poorest households are higher than among children belonging to richest households (Wagstaff, 2000; Goldani et al., 2001; Claeson et al., 2003; Poerwanto et al., 2003; Hosseinpoor et al., 2006).

In a previous study, Hussein and Helmy (2017) measured socioeconomic inequality in under-five mortality in Egypt using concentration curve, Wagstaff normalized concentration index (WCI) at national and subnational level and the logistic regression. The current

paper attempts to contribute to the extant literature. It intends to investigate the determinants of inequality in under-five mortality using decomposition approach.

Research Problem

Under-five mortality rate has decreased in Egypt from 86 deaths per 1000 live births in 1990 to 22 in 2017 with annual rate of reduction 5 percent (UN IGME 2018). Despite substantial progress has been made in reducing under-five mortality rate in Egypt; distribution of childhood mortality across different socioeconomic groups is unknown. The burden of socioeconomic inequality falls disproportionately on child health and survival. This inequality raises the question of how wide this gap is, or what its relation is with the level of child mortality. Whether these disparities are increasing or declining with the development and how they differ (De and Dhar, 2013). Moreover, studies measured inequality in under-five mortality in Egypt used traditional methods like simple measures and odds ratio from regression (Abdallah, 2012) but this paper will determine for the first time the causes' contributions of socioeconomic inequality in under-five mortality in Egypt by using Wagstaff decomposition.

Importance of the study

Improving the health of the children and reducing health inequalities between them have become central goals of certain international organizations, including the World Bank and World Health Organization, as well as of several national governments in the contexts of their domestic policies and development assistance programmes (WHO, 2013).

Child mortality is often used as a measure of population health since it reflects the social, economic and environmental conditions in which children live, including their health care. The child mortality levels are central to the assessment of the current demographic and health situation in Egypt. These levels are also one of the main indicators of the standard of living or development of a population. Child mortality rate is also an indicator of the Millennium Development Goals (EDHS, 2014).

There is also a shortage of research on the causes of inequality in childhood mortality, especially empirical research aims at decomposing inequalities or quantifying the relative impacts of alternative policy options to reduce inequality in childhood mortality.

Study objectives

The main objectives of the study are:

- 1- Measure inequality in under-five mortality across socioeconomic, demographic, environmental, and health variables.
- 2- Decomposing the causes of inequality in under-five mortality to quantify the contributions of under-five mortality determinants.

Review of literatures

Previous studies are presented through three sub-sections; the first sub-section includes studies that used classical approach to measure inequality in child mortality, the second sub-section includes the studies that used modern approach to measure inequality in child mortality, the third sub-section includes the studies that measured inequality in child mortality in Egypt.

Firstly, the studies that used classical approach to measure inequality in child mortality:

Poerwanto et al (2003) examined the effect of family welfare index and maternal education on the probability of infant death in Indonesia. The study used data from the 1997 Indonesian Demographic and Health Survey. A binary logistic regression model was used to examine the effect of family welfare index and maternal education on the probability of infant death in Indonesia. The study revealed that young maternal age, absence from contraception, birth intervals, prenatal care, immunizations, and low birth weight of infant had significant effect on the increased probability of infant death. Moreover, Infant mortality was significantly associated with family welfare index and maternal education. The increased probability of infant mortality was identified due to inequalities in family income combined with low maternal education.

Arntzen et al (2004) examined the association between socioeconomic status and risk of infant death in Norway from 1967 to 1998. Data was collected from the Medical Birth Registry of Norway on all live births and infant deaths was linked to information from Statistics Norway on parents' education. There were 1777364 eligible live births and 15517 infant deaths. Logistic regression and differences between education

groups were estimated as risk differences, relative risks, and index of inequality ratios. The risk of infant death decreased in all education groups, and the level of education increased over time. The trends differed for neonatal and postneonatal death. For neonatal death the risk difference between infants whose mothers had high and low education was reduced from 3.5 per 1000 in the 1970s to 0.9 per 1000 in the 1990s. The relative index of inequality (RII) for maternal education decreased from 1.72 to 1.32. For postneonatal death the risk difference between infants whose mothers had high and low education increased from 0.7 per 1000 in the 1970s to 2.0 per 1000 in the 1990s. The relative index of inequality for maternal education increased from 1.31 to 4.00.

White et al (2010) analyzed the robust determinants of infant and child mortality in developing countries. The study depended on data from the world fertility survey and the demographic health survey in developing countries. The method introduced by Sala-i-Martin in 1997 was applied to test which variables have a robust effect on infant and child mortality. The study have estimated over 420,000 equations which show that, while income per capita is a robust determinant of infant and child mortality, so are indicators of health, education and gender inequality. Some health spending, such as immunization, is thus shown to be cost effective way of saving lives.

Hobcraft et al (2011) examined the socioeconomic factors that affected infant and child mortality. They depended on data from World Fertility Survey enquiries in 28 developing countries. They considered differences in mortality for segments of life during the first five years on each of the following variables: mother's education, mother's work status, husband's occupation, husband's education and type of place of residence. A simple tabular analysis was followed by a multivariate approach in order to assess the relative importance of each of the five variables. In general, differences were most strongly associated with only three of the variables considered: mother's education and the husband's occupation and education. Socioeconomic differences increased with age through the first five years of life. Levels of mother's education seemed to be particularly strongly associated with mortality during the first five years of life in the Asian countries, while husband's education is more important in the Americas. Child mortality for the few African countries was found to be relatively strongly associated with husband's occupation and education. Socioeconomic differences, especially for mortality between the first and fourth birthday, were often appallingly large.

Adeniyi et al (2013) aimed to assess the magnitude of inequalities in mortality in children under the age of five across socio-cultural groups and to evaluate the social determinants of under-five mortality in Nigeria. A cross-sectional study using the data set of women in reproductive age group obtained from the 2008 Nigeria Demographic Health Survey. The determinants of under-five mortality were explored with logistic regression analysis. Wide inequalities were observed across population groups. Rural areas had 41% higher under-five mortality than urban areas and families in the poorest wealth quintile had double the under-five mortality of the richest. Under-five mortality inequality was greater in urban than rural groups. There were also variations by ethnicity and the gradient of under-five mortality favored the southern zones of the country.

Secondly, the studies that used modern approach to measure inequality in child mortality:

Wagstaff et al. (1991) offered a critical appraisal of the various methods employed to measure inequalities in health to date and to identify which of these measures are best suited to measuring health inequality. The study identified six measures of inequality that have been used: the range; the Gini coefficient (and the associated Lorenz curve); a pseudo Gini coefficient (and an associated pseudo Lorenz curve); the index of dissimilarity; the slope index of inequality; and the concentration index (and the associated concentration curve). Only the slope index of inequality and the concentration index met what we argued were the minimal requirements of an inequality.

Wagstaff (2000) generated and analyzed survey data on inequalities in mortality among infants and children aged under five years by consumption in Brazil, Côte d'Ivoire, Ghana, Nepal, Nicaragua, Pakistan, the Philippines, South Africa, and Viet Nam. The data were obtained from the Living Standards Measurement Study and the Cebu Longitudinal Health and Nutrition Survey. Mortality rates were estimated directly where complete fertility histories were available and indirectly otherwise. Mortality distributions were compared between countries by means of concentration curves and concentration indices: dominance checks were carried out for all pairwise intercountry comparisons; standard errors were calculated for the concentration indices; and tests of intercountry differences in inequality were performed. The application of concentration curves and indices to the data showed that inequalities in infant and under-five mortality were to the disadvantage of the worse-off.

For the most part, these inequalities were statistically significant. Inequalities in under-five mortality were especially high in Brazil and rather high in Nicaragua and the Philippines. They were lower in CoÃte d'Ivoire, Nepal, and South Africa, but higher in these countries than in Ghana, Pakistan, and Viet Nam.

Wagstaff et al. (2003) decomposed inequalities in the health sector into their causes, by fitting the concentration index with a regression framework. They illustrated the method using data on child malnutrition in Vietnam. Inequalities across the income distribution in a variable y can be decomposed into their causes, and changes in inequality in y can be decomposed into the effects of changes in the means and inequalities in the determinants of y . They found that inequalities in height-for-age in 1993 and 1998 were accounted for largely by inequalities in household consumption and by unobserved influences at the commune level.

Hosseinpour et al (2006) decomposed the socioeconomic inequality in infant mortality in Iran. A nationally representative sample of 108875 live births from October 1990 to September 1999 was selected. The data were taken from the Iranian Demographic and Health Survey (IDHS) conducted in 2000. Households' socioeconomic status was measured using principal component analysis. The concentration index of infant mortality was used as our measure of socioeconomic inequality and decomposed into its determining factors. The largest contributions to inequality in infant mortality were owing to household economic status (36.2%) and mother's education (20.9%). Residency in rural/urban areas (13.9%), birth interval (13.0%), and hygienic status of toilet (11.9%) also proved contributors to the measured inequality.

De and Dhar (2013) examined the inequality in child mortality across different states of India. Data was undertaken from the third round of the National Family Health Survey (NFHS-3) in India for the children born during the last five years preceding the survey. A measure of inequality and to compare the disparities between different states of India, concentration curves and indices are constructed from infant and under five mortality data classified under different quintiles of wealth index. Inequality measures indicate that inequality in child mortality is more concentrated in the comparatively developed states than the poorer states in India.

Torre and Myrskylä (2014) measured the relationship between income inequality and population health. They tested the relative income

inequality on health using panel data collected for 21 developed countries over 30 years. Income inequality measured by the Gini index that positively associated with the mortality of males and females at ages 1–14 and 15–49, and with the mortality of females at ages 65–89 albeit less strongly than for the younger age groups. These findings suggested that policies to decrease income inequality may improve health, especially that of children and young-to-middle-aged men and women. The mechanisms behind the income inequality and mortality association remain unknown and should be the focus of future research.

Rarani et al. (2017a) measured socioeconomic inequality in under-five mortality at national and subnational level in Iran. Using data from the demographic and health survey conducted in Iran in 2010. They developed an accurate principal component analysis model to construct an indicator of socioeconomic status of Iranian households. Under-five mortality rates at national and subnational level were estimated using full birth history. The study depended on Wagstaff normalized concentration index (WCI) to measure inequality in under-five mortality at national and subnational levels. Estimates of Wagstaff normalized concentration indices showed a pro-rich inequality in under-five mortality at national and subnational levels. The concentration index of under-five mortality in Iran was -0.197. Moreover, the consistent negative values of the concentration indices indicated that under-five mortality inequality disfavored the worst-off in all provinces.

Finally, the studies that measured inequality in child mortality in Egypt:

Abdallah (2012) studied the health inequalities among children in Egypt. The data used for this study was derived from the Egypt Demographic and Health Survey (EDHS) 2008. The inequality in health was measured using the relative index of inequality. Moreover, factor analysis, discriminant analysis, binary logistic regression model and path analysis applied to measure inequality among children. The findings showed that the better-off children received better health services than poor children, children living in urban areas received better health services than children living in rural areas.

Hussein and Helmy (2017) explored whether socioeconomic inequality in under-five mortality has been present and spreading in Egypt or not. The data used for this study was derived from the Egypt Demographic and

Health Survey (EDHS) 2014. Under-five child mortality rates at all Egypt and region levels were estimated using full birth history. The inequality in under-five mortality was measured using concentration curve and Wagstaff normalized concentration index (WCI) at national and subnational level. Moreover, the logistic regression model of under-five mortality across wealth quintiles and level of education was applied. The findings showed that huge inequalities were observed across wealth index of households and mother's education at national and subnational regions. The Wagstaff normalized concentration indices of under-five mortality at national level according to wealth index and mother's education were -0.119 and -0.127 respectively. The results of the study indicated that under-five mortality was more concentrated among the poorest, uneducated, and rural households.

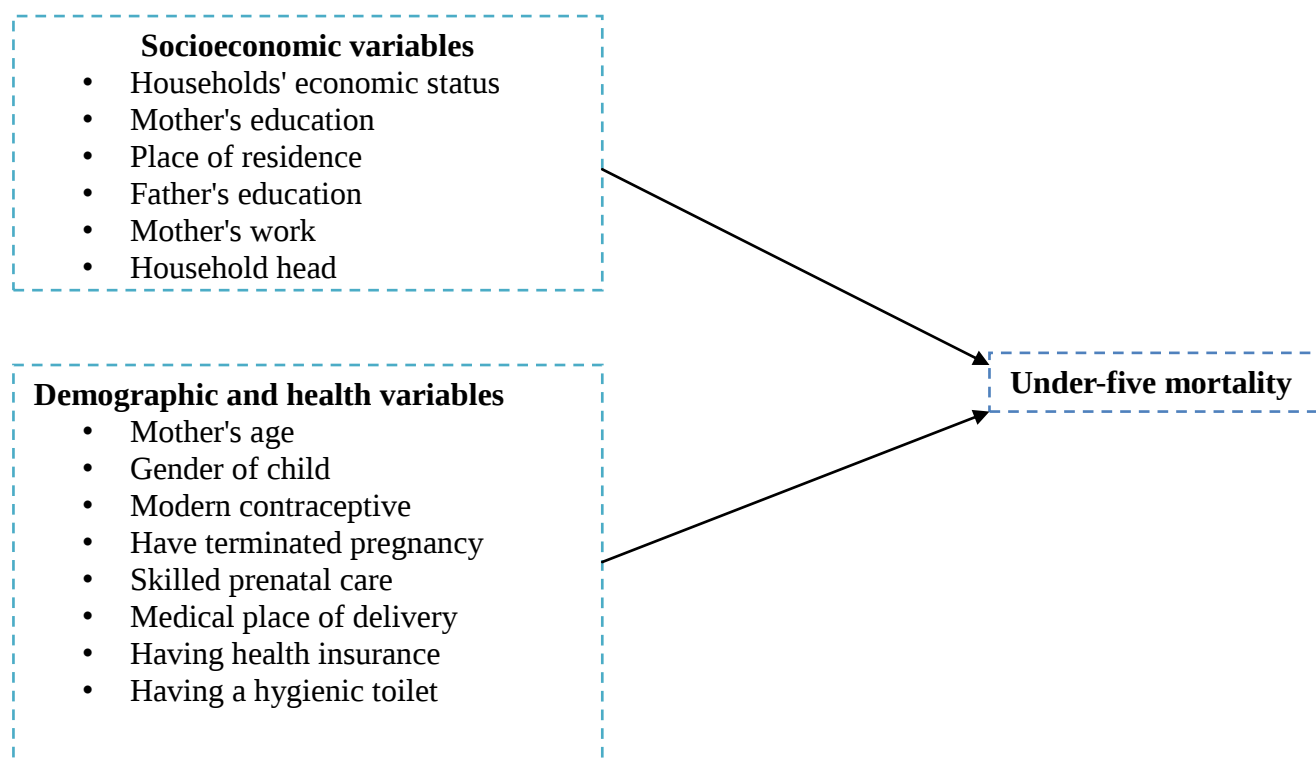
But this study will contribute to:

- 1) Measure the socioeconomic inequality in under-five mortality by using concentration index.
- 2) Determine for the first time the causes' contributions of socioeconomic inequality in under-five mortality in Egypt by using Wagstaff decomposition.

Conceptual framework

Figure (1) presents the basic analytical model of the study. The theoretical framework of this study is determined from the previous studies (Goldani et al., 2001; Hosseinpoor et al., 2006; Wagstaff, 2000; Cleland et al., 1992; Wagstaff et al., 1997; Hosseinpoor et al., 2005; Arntzen et al., 2004), the commission on social determinants of health (CSDH) framework (WHO, 2013), and from the conceptual framework for modeling infant mortality derived from Mosley and Chen (1984) who distinguished between proximate and socioeconomic determinants.

Figure 1: Theoretical framework of under-five mortality determinants in Egypt



Source: Adjusted from Mosley and Chen (1984)

Data

The study is a cross-sectional analytical study that depends on data derived from Egypt Demographic and Health Surveys EDHS 2014. The survey was conducted on behalf of the Ministry of Health [MoH], by El-Zanaty and Associates. The sample for the EDHS was selected randomly in three stages. The first stage included selecting the towns in urban areas and villages in rural areas. The second stage involved dividing the chosen towns and villages into parts of roughly equal population size then estimate of the number of households in each part. The third stage involved selecting the household sample (EDHS, 2014). The EDHS 2014 covered representative samples of 21,762 ever married women in the age group of 15-49 years. Only births during the five-year period before the survey are included in the analysis. They amounted to 15848 live births.

Methodology

Child mortality rates at all Egypt and region levels were estimated using full birth history. A binary outcome variable was selected, namely whether each of the live born children under-five years of the women interviewed was still alive or not during the five-year period before the survey. One of the limitations of this study is correlation between births since woman may have more than one birth during the study period.

Concentration index is a relative measure of inequality that indicates the extent to which a health indicator is concentrated among the disadvantaged or the advantaged (WHO, 2013). The value of the concentration index can vary between -1 and +1. Values of concentration index are negative when the concentration curve is above the diagonal line and positive when it is below the diagonal. Its negative values imply that a variable is concentrated among disadvantaged people while the opposite is true for its positive values. When there is no inequality, the concentration index will be zero. The concentration index (C) can be written as (Wagstaff et al., 1991 and Wagstaff et al., 1997):

$$C = \frac{2}{\mu} \sum_{t=1}^T f_t \mu_t R_t - 1$$

Where n denote the sample size, T the number of socioeconomic groups, f_t the proportion of the sample in the group t, $\mu = \sum_{t=1}^T f_t \mu_t$ is the overall mean mortality rate and μ_t the mean value of mortality rate amongst the group t. The term R_t is its relative rank in the group t and may be defined as:

$$R_t = \sum_{\gamma=1}^{t-1} f_{\gamma} + \frac{1}{2} f_t$$

This indicates the cumulative proportion of the population up to the midpoint of each group interval (Wagstaff et al., 1997).

A decomposition analysis allows estimating how determinants proportionally contribute to inequality in under-five mortality. Wagstaff et al. (2003) showed that for any linear regression model linking the health variable of interest y (under-five mortality), to a set of k determinants, x_k :

$$y_i = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i$$

Where ε is an error term. Given the relationship between y_i and x_{ki} , the concentration index for y (C) can be written as:

$$C = \sum_{k=1}^n \left(\frac{\beta_k \bar{x}_k}{\mu} \right) C_k + \frac{GC_\varepsilon}{\mu}$$

Where μ is the mean of y . $\bar{x}_k$ is the mean of x_k ; C_k is the concentration index for x_k . In the last term (which can be computed as a residual), GC_ε is the generalized concentration index for ε_i . C consists of two components. The first is the deterministic, or ‘explained’, component. The second is a residual, or ‘unexplained’, component that reflects the inequality that cannot be explained by systematic variation in the x_k across socioeconomic groups.

Results

Table 1 presents sample descriptive statistics of under-five mortality. It shows that 2.4% of children died before their fifth birthday between 2009 and 2014 in Egypt. Under-five mortality rate for the five-year period before the survey was 25 deaths per 1,000 births; at this level, about one in forty Egyptian children will die before the fifth birthday.

Table 1: Summary statistics of under-five mortalities in Egypt (2009-2014)

	Number of death	Mean	SD	%	Rate (per 1000 live births)
Under- five child mortality	382	0.024	0.153	2.4	25

Note. Total number of observations was 15848.

Table 2 presents the results of the decomposition of the inequalities in under-five mortality by inequalities in its determinants. The table shows the coefficient of determinants (β_k), the mean of each determinant ($\bar{x}_k$), the elasticity $\left(\frac{\beta_k \bar{x}_k}{\mu} \right)$, the concentration index for determinants (C_k), the shares of determinates $\left(\left(\frac{\beta_k \bar{x}_k}{\mu} \right) C_k \right)$ and percentage shares of determinants. The elasticity is a unit-free measure of correlation that shows the degree of change in dependent variables (under-five child mortality) correlated with one unit change in independent variable (Rarani et al., 2017b).

The concentration index measures the unequal distribution of different variables by households economic status. The negative values of concentration index illustrate that inequality is more concentrated among the poor households and vice versa. The concentration index of under-five mortality equals -0.12 which means that under-five child mortality is more concentrated among the poor households. The concentration indexes of independent variables indicated that rural residents, uneducated mother, poorest and poorer households, mother's age at birth (ages less than 25 years old) and uneducated father all were highly concentrated among households of lower economic status. Although, the concentration indexes of richer households, worked mother, having health insurance and having hygienic toilet all were highly concentrated among households of higher economic status.

The percentage share means if the value of the percentage share of variable K is k and positive (negative), then the inequality in under-five mortality would decrease (increase) by $k\%$ if the variable were to become equally distributed across the socio-economic households (Hosseinpoor et al., 2006). In 2014, the highest share to socioeconomic inequality in under-five mortality was due to households' economic status (30%) which means if income were equally distributed among households belonging to different socioeconomic groups, then inequality in under-five mortality would decline by 30%. Furthermore, using modern contraceptive (28%), mother's education (25%) and place of residence (15%) revealed notable shares to socioeconomic inequality in under-five mortality. Having health insurance (9%), having hygienic toilet (4%) and father's education (3%) also proved less prevalent shares to the measured inequality.

Table 2: Decomposing the causes of inequality in under-five mortality across socioeconomic, demographic and health variables in Egypt from EDHS 2014

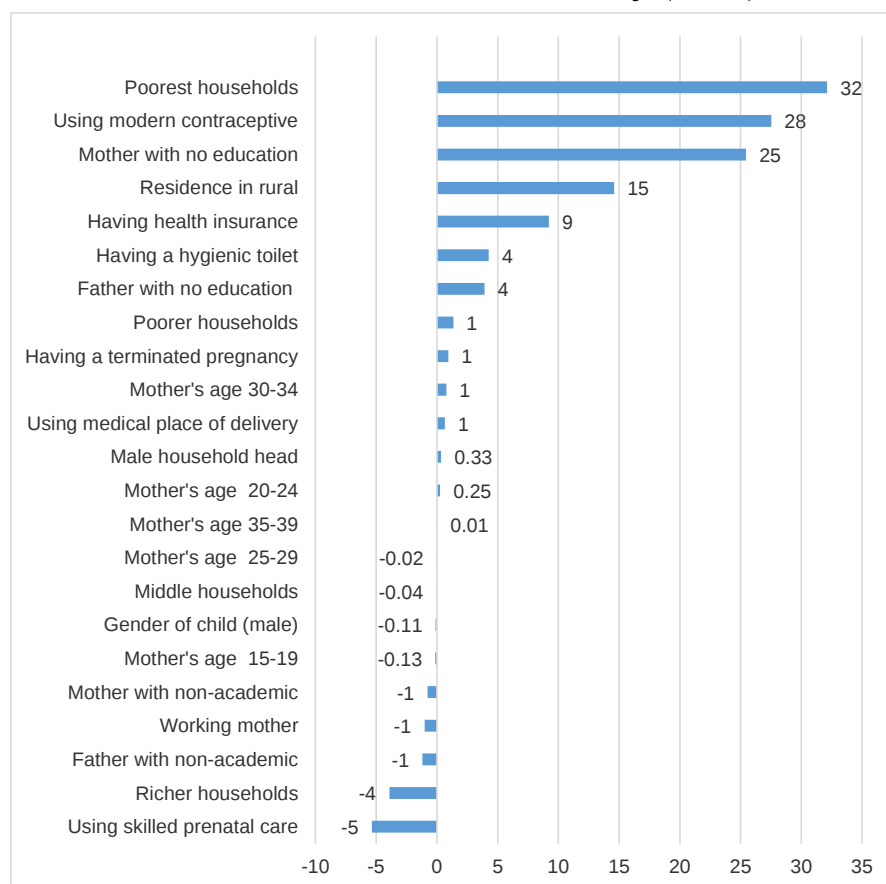
Variables	β_k	Mean ($\bar{x}_k$)	Elasticity ($\frac{\beta_k \bar{x}_k}{\mu}$)	C_k	Share	% share
Residence in rural	0.0027	0.5962	0.0665	-0.257	-0.0171	15
Mother's education						
No education	0.0111	0.1706	0.0788	-0.378	-0.0298	25
Non-academic (primary and secondary)	0.0094	0.6648	0.2604	0.003	0.0009	-1
Academic (university education) ^a						
Sum						25
Households' economic status						
Poorest	0.0059	0.1871	0.0458	-0.820	-0.0376	32
Poorer	0.0005	0.188	0.0036	-0.444	-0.0016	1
Middle	0.0032	0.2071	0.0273	0.002	0.0000	-0.04
Richer	0.0012	0.206	0.0100	0.460	0.0046	-4
Richest ^a						
Sum						30
Mother's age at birth						
15-19	-0.0011	0.0239	-0.0010	-0.144	0.0002	-0.13
20-24	0.0006	0.2186	0.0056	-0.052	-0.0003	0.25
25-29	0.0001	0.359	0.0010	0.022	0.0000	-0.02
30-34	-0.0022	0.2378	-0.0219	0.041	-0.0009	1
35-39	-0.0021	0.1163	-0.0099	0.001	0.0000	0.01
40-49 ^a						
Sum						1
Father's education						
No education	0.0032	0.1231	0.0161	-0.285	-0.0046	4
Non-academic	-0.0017	0.705	-0.0497	-0.028	0.0014	-1
Academic ^a						
Sum						3
Working mother	0.0018	0.1244	0.0092	0.130	0.0012	-1
Male household head	-0.0017	0.9568	-0.0683	0.006	-0.0004	0.33
Gender of child (male)	0.0025	0.5211	0.0545	0.002	0.0001	-0.11
Using modern contraceptive	-0.0241*	0.5846	-0.5852	0.055	-0.0322	28
Having a terminated pregnancy	0.0017	0.21	0.0149	-0.074	-0.0011	1
Using skilled prenatal care	0.0062*	0.9	0.2328	0.027	0.0063	-5
Using medical place of delivery	-0.0004	0.8757	-0.0148	0.052	-0.0008	1
Having health insurance	-0.0093	0.08	-0.0307	0.351	-0.0108	9
Having a hygienic toilet	-0.0012	0.6644	-0.0332	0.151	-0.0050	4
Total predicted C					-0.1273	109
Residual					0.0103	-9
Total C of under-five mortality					-0.1170	100

^a Reference category

* P-value < 0.05

Figure 2 shows the different shares of the inequality in the determinants of under-five mortality in 2014. Figure 2 reveals that the highest shares to socioeconomic inequality in under-five mortality are belonging to poorest households (32%), using modern contraceptive (28%), mother with no education (25%) and rural residents (15%). Having health insurance (9%), having hygienic toilet (4%) and father with no education (4%) also proved important contributors to the measured inequality. The findings illustrate that policy actions on improving households' economic status, using modern contraceptive, mother's education and having health insurance especially in rural areas, may have led to the reduction in under-five mortality inequality in Egypt.

Figure 2: Decomposition shares of the inequalities in the determinants of under-five mortality (2014)



Conclusion and Recommendations

This is the first study on decomposing socioeconomic inequality in under-five mortality into its determinants using the concentration index in Egypt. Results of this study show that the socioeconomic inequalities of under-five mortality remain in Egypt.

Our analysis showed that there are gaps of under-five mortality between children from wealthy households and those living in poorest household. Decomposition approach revealed that inequality in household's economic status is the largest contributors to under-five mortality inequality. This is consistent with previous studies which have shown that children with a lower socioeconomic status are more likely to die before reaching five years as well as the highest share to socioeconomic inequality in under-five mortality is due to households' economic status (Chalasani, 2012; Hosseinpoor et al., 2006; Rarani et al., 2017b; Poerwanto et al., 2003). Therefore, more governmental intervention is advised to decrease the socioeconomic inequalities in Egypt.

Our findings also showed that under-five mortality is more concentrated among the children belonging to uneducated mothers. This finding is supported by previous researches; it is proved that inequality in maternal education is one of the main sources of disparities in under-five mortality (Arntzen et al., 2004; Chalasani, 2012; Hosseinpoor et al., 2006; Rarani et al., 2017b). Regarding these findings, improvement in mother's education is needed to further reduction in under-five mortality inequality.

From the previous findings, it's recommended to decrease inequality in under-five mortality by focusing on poor, uneducated and rural households. Moreover, it's advisable to increase availability of using modern contraceptive and health insurance.

References

- Abdalla, N. A. (2012), Health Inequality among children in Egypt, unpublished M.Sc. thesis at Institute of statistical Studies and Research, Department of Biostatistics and Demography, Cairo University.
- Adeniyi, A., Adeboye, Olusimbo, K., Rafeek, A. (2013)," Child Health Inequalities in Nigeria: Magnitude and Determinants of Mortality in Children under Five", Journal of Global Health Perspectives.
- Arntzen, A., Samuelsen, S.V., Bakketeig, L.S., Stoltenberg, C. (2004)," Socioeconomic status and risk of infant death: A population-based study of trends in Norway, 1967–1998", International Journal of Epidemiology, 33, 279–288.
- Chalasani S. Understanding wealth-based inequalities in child health in India: A decomposition approach. Soc Sci Med. 2012;75(12):2160-2169. doi:10.1016/j.socscimed.2012.08.012
- Claeson, M., Gillespie, D., Mshinda, H., Troedsson, H., Victoria, C.G. (2003), "Knowledge into action for child survival" Lancet, 362,323–27.
- Cleland, J., Bicego, G., Fegan, G. (1992), " Socioeconomic inequalities in childhood mortality: the 1970s to the 1980s", Health Transit Rev, 2, 1–18.
- De, P., and Dhar, A. (2013), " Inequality in child mortality across different states of India: A comparative study", Journal of Child Health Care, 17(4), 397–409.
- Goldani, M.Z., Barbieri, M.A., Bettiol, H., Barbieri, M.R., Tomkins, A. (2001), "Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city" Rev Saude Publica,35,256–61.
- Hussein, M.A. and Helmy, M. (2017),"Socioeconomic Inequality in Under-Five Mortality: Evidence from a Cross-Sectional Study in Egypt", The 29th Annual International Conference on Statistics and Modeling in Human and Social Sciences, Faculty of Economics and Political Science, Cairo University, March 28-30, Cairo, Egypt.
- Hobcraft, J.N., McDonald, J.W., and Rutstein, S.O. (2011)," Socioeconomic factors in Infant and child mortality: A cross-national comparison", Population Studies, Volume 38, Issue 2.
- Hosseinpoor, A.R., Doorslaer, E.V., Speybroeck, N., Naghavi, M., Mohammad, K., Majdzadeh, R., Delavar, B., Jamshidi, H., and Vega, J. (2006), "Decomposing socioeconomic inequality in infant mortality in Iran", International Journal of Epidemiology, 35, 1211–1219.
- Hosseinpoor, A.R., Mohammad, K., Majdzadeh, R., Naghavi, M., Abolhassani, F., Sousa, A., Speybroeck, N., Jamshidi, H. R., and Vega, J. (2005), "Socioeconomic inequality in infant mortality in Iran and across its provinces", Bulletin of the World Health Organization, 83, 837–844.

Ministry of Health and Population [Egypt], El-Zanaty and Associates [Egypt], and ICF International. 2015. Egypt Demographic and Health Survey 2014. Cairo, Egypt and Rockville, Maryland, USA:Ministry of Health and Population and ICF International.

Rarani, M.A., Rashidian, A., Arab, M., Khosravi, A. and Abbasian, E. (2017a) "Inequality in Under-Five Mortality in Iran: A National and Subnational Survey Data Analysis", *Global Journal of Health Science*, 9(3), 215-224.

Rarani, M.A., Rashidian, A., Khosravi, A., Arab, M., Abbasian, E. and Morasae, E.K. (2017b) "Changes in Socio-Economic Inequality in Neonatal Mortality in Iran between 1995-2000 and 2005-2010: An Oaxaca Decomposition Analysis", *International Journal of Health Policy Management*, 6(4), 219–228.

Poerwanto, S., Stevenson, M., and Klerk, N. (2003), "Infant mortality and family welfare: policy implications for Indonesia", *J Epidemiol Community Health*, 57,493–498.

Torre, R. and Myrskylä, M. (2014), " Income inequality and population health: An analysis of panel data for 21 developed countries, 1975–2006" *Population Studies*, Volume 68, Issue 1.

United Nations Inter-Agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME), Report 2018, Levels and Trends in Child Mortality. [Cited 2018 November 9]. Available from:

<https://data.unicef.org/resources/levels-and-trends-in-child-mortality/>

Wagstaff, A., Paci, P., and Doorslaer, E.V. (1991)," On the measurement of inequalities in health", *Social Science and Medicine*, 33, 545-557.

Wagstaff, A., Kakwani, N.C., and Doorlsaer, E.V. (1997), "Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation and statistical inference", *Journal of Econometrics*, 77(1), 87-104.

Wagstaff, A. (2000), " Socio-economic inequalities in child mortality: comparison across nine developing countries", *Bull World Health Organ*, 78(1), 19–29.

Wagstaff, A., Doorslaer, E.V., and Watanabe, N. (2003), "On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam", *Journal of Econometrics*, 112(1), 207-223.

White, H., Hanmer, L., Lensink, R. and (2010), " Infant and child mortality in developing countries: Analysing the data for Robust determinants", *The Journal of Development Studies*, 40,Issue1.

World Bank Group. 2018. [Cited 2018 November 9]. Available from:

<https://www.worldbank.org/en/news/press-release/2018/09/18/a-child-under-15-dies-every-five-seconds-around-the-world---un-report>

World Health Organization, Handbook on health inequality monitoring with a special focus on low- and middle-income countries. WHO, Geneva, 2013. [Cited 2017 January 9] Available from:

http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/85345/1/9789241548632_eng.pdf

World Health Organization. Children: reducing mortality. 2018. [Cited 2018 November 10]. Available from:

<http://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/children-reducing-mortality>

جامعة القاهرة
معهد الدراسات والبحوث الإحصائية

المؤتمر السنوى الثالث والخمسين
للإحصاء وعلوم الحاسب
وبحوث العمليات

إحصاء سكانى

3-5 ديسمبر 2018

فهرس الإحصاء السكانى

15-1	المؤشر التقريبى لمعدل الإنجاب الكلى فى مصر (1988 - 2014) عبد الغنى محمد عبد الغنى ، عبد الحميد محمد الشبراوى	1
40-16	تقييم بيانات الوفيات لبناء جداول الحياة حسب المهن فى مصر سمية محمود السعدنى ، سوزان عبد الرحمن محمد	2

المؤشر التقريبي لمعدل الإنجاب الكلي في مصر (1988-2014)

عبد الغنى محمد عبد الغنى¹

عبد الحميد محمد الشبراوي²

المستخلص

تهدف هذه الورقة إلى محاولة إيجاد مؤشر تقريبي (Proxy) لمعدل الإنجاب الكلي يمكن الإعتماد عليه لدراسة العوامل المباشرة والوسيلة المؤثرة في تغير معدل الإنجاب الكلي في مصر في الفترة من 2000 إلى 2014 وذلك لتفسير الارتفاع المفاجيء في معدل الإنجاب الكلي في المسح السكاني الصحي الأخير (2014) والذي قد وصل إلى 3.5 مولود للسيدة بعد أن وصلت قيمته في 2008 إلى 3 مولود للسيدة، حيث بالإعتماد على بيانات المسوح السكانية الصحية للفترة من 1995 إلى 2014 قد تم التحقق من تطابق إتجاه وتأثير التغير بين متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح ومعدل الإنجاب الكلي، حيث تم فحص الإتجاه بين متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي للجمهورية ككل وكذا الأقاليم المختلفة، كذلك تم الإعتماد على مصوفة التقارب لحساب درجة الارتباط بين قيم متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح وقيم معدل الإنجاب الكلي على مستوى الجمهورية والأقاليم المختلفة.

الكلمات الدالة : معدل الإنجاب الكلي – عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح – مصفوفة التقارب.

المقدمة

يعتبر معدل الإنجاب الكلي أحد أهم المؤشرات التي يتم الإعتماد عليها عند قياس مستوى الإنجاب في أي دولة إلا أنه وكما هو معروف يتم حساب معدل الإنجاب الكلي على مستوى الدولة ككل (المستوى الكلي) أو على مستوى الأقاليم والمناطق في غالبية المسوح، وحيث أننا نحتاج عند إجراء التحليلات الإحصائية المتقدمة - والتي تحتاج إلى عدد كبير من المشاهدات- الإعتماد على متغير إستجابة خاص بكل سيدة (أي على المستوى الجزئي (Micro Level) والذي يعتبر هنا مستوى السيدة، وليس على المستوى الكلي (Macro Level) لذا توجب علينا البحث عن مؤشر تقريبي (Proxy) يعبر عن معدل الإنجاب الكلي، حيث بعد التأكد والوثوق من هذا المؤشر التقريبي وصلاحيته نستطيع الإعتماد عليه كمؤشر لمستوى الإنجاب ،لذا فإن متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح قد يكون مؤشر تقريبي ممثل لمعدل الإنجاب الكلي في أي مسح من المسوح السكانية يمكن أن يعبر عنه ولكن قبل الإعتماد على متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح كمتغير يعبر عن معدل الإنجاب الكلي فإنه لابد من التعرف على إتجاه وحجم التغير في متوسط عدد المواليد

¹ أستاذ متفرغ بمعهد الدراسات والبحوث الإحصائية - جامعة القاهرة.

² مدرس مساعد بمعهد الدراسات الإحصائية - جامعة القاهرة.

للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح بالتوازي مع معدل الإنجاب الكلي حتى يمكننا ملاحظة ورصد التشابه فى التغير فى كلا المقياسين، أيضاً إجراء اختبار لقياس قوة ومعنوية الارتباط بين هذين المقياسين حتى نؤكد أو ننفي إمكانية الإعتماد على متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح بديلاً لمعدل الإنجاب الكلي.

فى الجزء التالى سوف نقوم بتوضيح التغير فى متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح مقابل معدل الإنجاب الكلي فى المسوح بداية من مسح عام 1995* وحتى عام 2014 وذلك على مستوى الجمهورية والأقاليم المختلفة وذلك لتحديد متغير إستجابة يمكن الإعتماد عليه فى إجراء التحليلات الإحصائية لبيانات المسح السكاني الإحصائي، حتى يمكن الوقوف على المسببات الحقيقية والتي أدت إلى الإرتفاع الغير متوقع فى معدل الإنجاب الكلي إلى 3,5 مولود للسيدة فى المسح السكاني الصحي فى مصر لعام 2014 (نفس قيمة معدل الإنجاب الكلي فى المسح السكاني الصحي لعام 2000)، بعد أن وصلت قيمته إلى 3 مولود للسيدة فى المسح السكاني الصحي فى مصر لعام 2008.

تعتمد المسوح السكانية فى حساب معدل الإنجاب الكلي على عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح بالإضافة إلى عدد السيدات المعرضات لحدوث الحمل، لذا فإن متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح قد يكون مؤشر تقريبي مناسب لمعدل الإنجاب الكلي يمكن أن يعبر عنه ولكن قبل الإعتماد على متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح كمتغير إستجابة يعبر عن معدل الإنجاب الكلي وبالتالي مستوى الإنجاب فى مصر فإنه لا بد من التعرف على إتجاه وحجم التغير لمتغير متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح ومعدل الإنجاب الكلي حتى يمكننا ملاحظة التشابه فى التغير فى كلا المقياسين، أيضاً عمل اختبار لقياس قوة الارتباط بين هذين المقياسين حتى نؤكد أو ننفي مدى إمكانية الإعتماد على متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح بديلاً لمعدل الإنجاب الكلي.

هدف البحث

- إثبات أن التغير فى كل من معدل الإنجاب الكلي ومتوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح من حيث الإتجاه والأثر متطابقاً إلى حد بعيد بحيث يمكن إستخدام متوسط عدد المواليد للسيدة فى

* لم يتم سؤال السيدات عن عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح فى مسحي عامي 1988 و 1992 لذا لم يتم عرض الإتجاه الخاص بهم.

الثلاث سنوات السابقة للمسح كمؤشر تقريبي للتغير فى معدل الإنجاب الكلى فى التحليلات الإحصائية لبيانات المسوح الصحية السكانية.

منهجية الدراسة

سوف تعتمد الدراسة على أساليب التحليل الإحصائي المناسبة لطبيعة البيانات وهي :

- أدوات التحليل الإحصائي الوصفي متمثلة في العرض الجدولي والبياني.
- مصفوفة التقارب (Proximity Matrix) لبيان درجة الارتباط بين قيم معدل الإنجاب الكلى ومتوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح في الفترة من (1995-2014).

مصادر البيانات

- تعتمد هذه الدراسة على بيانات وتقارير المسوح السكانية الصحية والتي أجريت في مصر في الفترة من عام 1995 وحتى عام 2014 حيث أجريت المسوح السكانية الصحية الأساسية في أعوام 1995 و 2000 و 2005 و 2008 و 2014.

النتائج

1) إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى على مستوى الجمهورية (1995-2014)

يعرض كل من جدول (1) والشكل (1) التاليين التغير في متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح مقابل معدل الإنجاب الكلى على مستوى القطر المصري ككل من خلال عرض الإتجاه لكلا المتغيرين في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014، ويتضح من الشكل التقارب الكبير في إتجاه معدل الإنجاب الكلى ومتوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح حيث تتلازم الزيادة والإنخفاض لكلا المتغيرين في كل سنوات المسح حيث يلاحظ أنه في الفترة من عام 1995 وحتى عام 2008 كان هنا إنخفاضاً متتالياً في كلا المتغيرين بطريقة متناسبة فكلما كانت قيمة الإنخفاض كبيرة في قيمة معدل الإنجاب الكلى كلما كانت قيمة الإنخفاض كبيرة أيضاً في قيمة متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح والعكس صحيح، ويلاحظ أن نسبة متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات

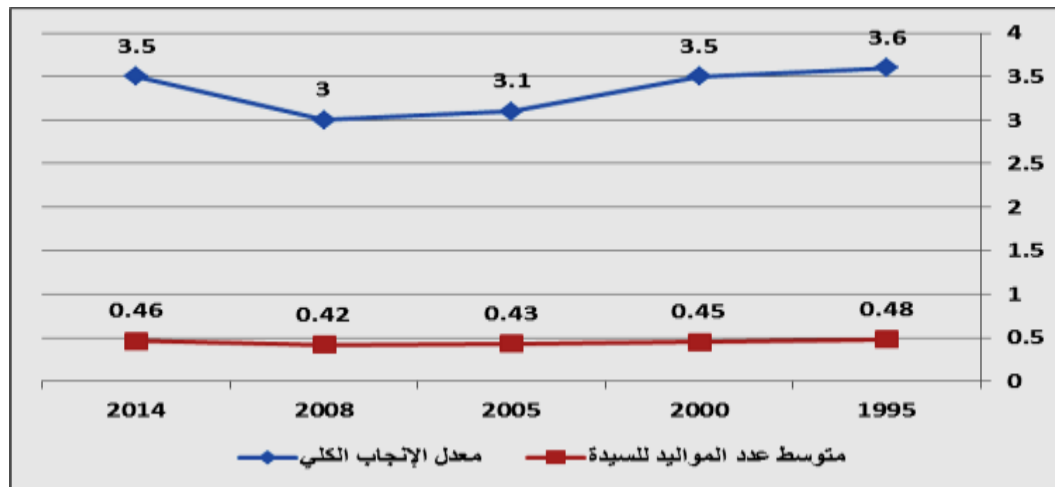
السابقة للمسح إلى معدل الإنجاب الكلي كانت تقريبا ثابتة في كل السنوات عند القيمتين 0,13 و 0,14 بما يعني أن هناك تناسباً ثابتاً بين قيمتي المتغيرين في السنوات المختلفة.

جدول (1) : اتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي على مستوى الجمهورية (2014-1995)

السنوات (1)	معدل الإنجاب الكلي (2)	متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح (3)	(2)÷(3)
1995	3,6	0,48	0,13
2000	3,5	0,45	0,13
2005	3,1	0,43	0,14
2008	3	0,42	0,14
2014	3,5	0,46	0,13

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحثين بالإعتماد على بيانات المسوح السكانية الصحية في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.

شكل (1) : اتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي على مستوى الجمهورية (2014-1995)



المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين إعتماًداً على بيانات المسوح السكانية في الفترة من 1995 إلى 2014.

(2) اتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في الحضر (2014-1995)

أما جدول (2) والشكل (2) التاليين فيعرضان اتجاه وحجم التغير بين كلا المتغيرين في الحضر ويتشابه اتجاه كلاهما في سنوات المسح المختلفة عدا في الفترة من عام 2008 إلى عام 2014 حيث نلاحظ أنه على الرغم من إنخفاض متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح من 0,38 مولود في

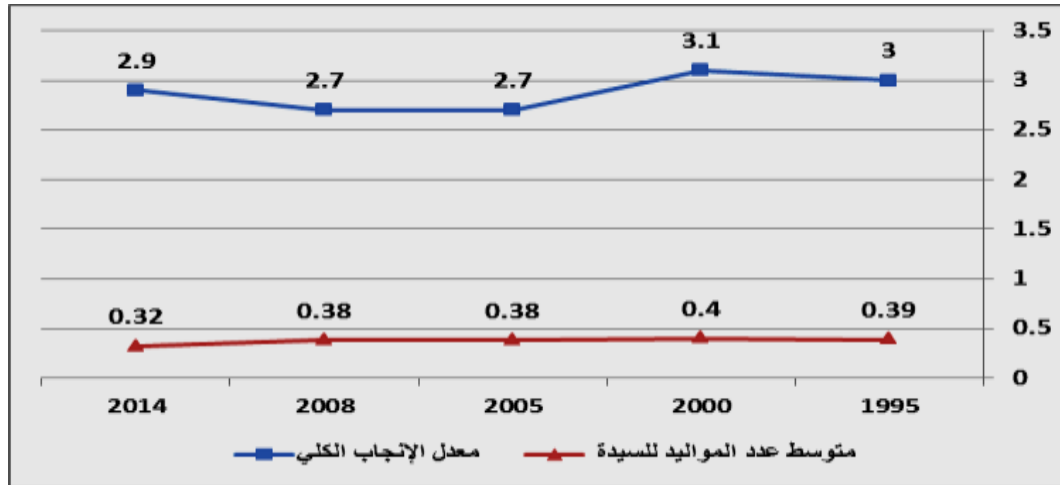
عام 2008 إلى 0,32 مولود في عام 2014 إلا أن معدل الإنجاب الكلي قد إرتفع من 2,7 مولود في عام 2008 إلى 2,9 مولود في عام 2014.

جدول (2) : إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في الحضر (1995-2014)

السنوات (1)	معدل الإنجاب الكلي (2)	متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح (3)	(2)÷(3)
1995	3	0,39	0,13
2000	3,1	0,4	0,13
2005	2,7	0,38	0,14
2008	2,7	0,38	0,14
2014	2,9	0,32	0,11

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحثين بالإعتماد علي بيانات المسوح السكانية الصحية في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.

شكل (2) : إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في الحضر (1995-2014)



المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين إعتتماداً على بيانات المسوح السكانية في الفترة من 1995 إلى 2014.

(3) إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في الريف والمحافظات الحضرية (1995-2014)

بينما يعرض كل من جدول (3) وشكل (3) الإتجاه بين متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح ومعدل الإنجاب الكلي في الريف في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014 ويتضح من الجدول

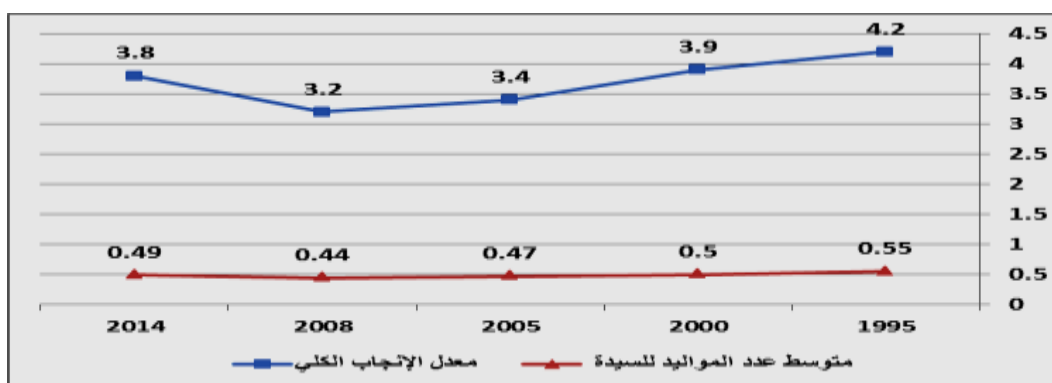
والشكل تطابق الإتجاه بين كلا المتغيرين خلال كل الفترة إرتفاعاً وإنخفاضاً وقد تراوحت نسبة التغير بين المتغيرين ما بين 0,13 إلى 0,14. بينما يعرض الجدول (4) والشكل (4) الإتجاه لكلا المتغيرين في الفترة من عام 1995 وحتى عام 2014 للمحافظات الحضرية، ونلاحظ تقارب الإتجاه لكلا المتغيرين في الفترة من عام 1995 وحتى عام 2008 إلا أنه حدث إختلاف في الإتجاه في الفترة من 2008 إلى عام 2014 ، فبينما إرتفع متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح من 0,37 مولود في عام 2008 إلى 0,39 مولود في عام 2014، إنخفض معدل الإنجاب الكلي من 2,6 مولود في عام 2008 إلى 2,5 مولود في عام 2014، وقد تراوحت نسبة التغير بين المتغيرين ما بين 0,13 و 0,16.

جدول (3) : إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في الريف (1995-2014)

السنوات (1)	معدل الإنجاب الكلي (2)	متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح (3)	(2)÷(3)
1995	4,2	0,55	0,13
2000	3,9	0,5	0,13
2005	3,4	0,47	0,14
2008	3,2	0,44	0,14
2014	3,8	0,49	0,13

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحثين بالإعتماد على بيانات المسوح السكانية الصحية في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.

شكل (3) : إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في الريف (1995-2014)



المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين إعتقاداً على بيانات المسوح السكانية في الفترة من 1995 إلى 2014.

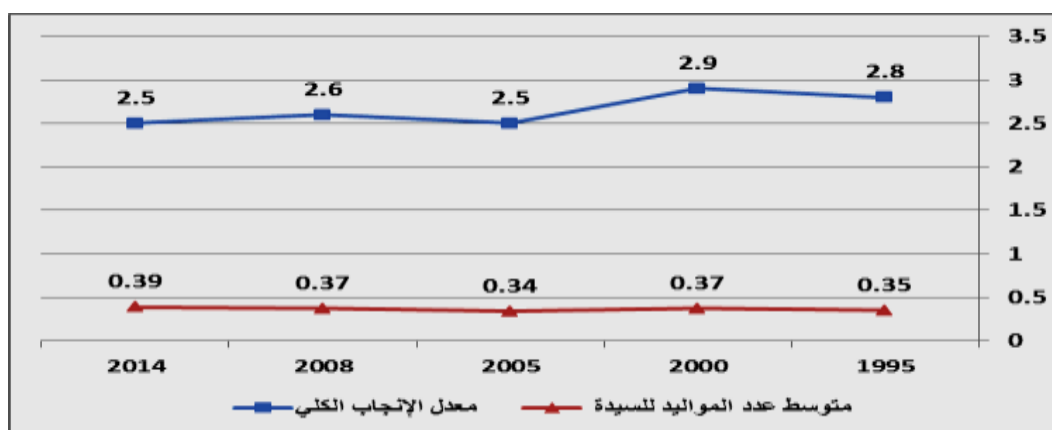
جدول (4) : إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في المحافظات الحضرية (1995-2014)

السنوات	معدل الإنجاب الكلي	متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح	(2)÷(3)
---------	--------------------	--	---------

(1)	(2)	(3)	
1995	2,8	0,35	0,13
2000	2,9	0,37	0,13
2005	2,5	0,34	0,14
2008	2,6	0,37	0,14
2014	2,5	0,39	0,16

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحثين بالإعتماد علي بيانات المسوح السكانية الصحية في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.

شكل (4) : إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في المحافظات الحضرية (1995-2014) .



المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين إعتقاداً على بيانات المسوح السكانية في الفترة من 1995 إلى 2014.

(4) إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في الوجه البحري وحضر الوجه البحري (1995-2014)

أما إذا نظرنا إلى الجدول (5) والشكل (5) اللذان يمثلان الإتجاه بين متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح ومعدل الإنجاب الكلي في الوجه البحري في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014 تقارب الإتجاه بين المتغيرين وكذلك نسبة التغير والتي كانت ثابتة عند القيمة 0,13 في الفترة من عام 1995 وحتى عام 2014. أما بالنسبة لإتجاه وحجم التغير لكلا المتغيرين في حضر الوجه البحري والذي يعرضها كل من الجدول (6) و الشكل (6) فقد تبين أنه على الرغم من ثبات قيمة معدل الإنجاب الكلي عند 3,2 مولود للسيدة في عامي 1995 و 2000 إرتفع متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح من 0,34 مولود في عام 1995 إلى 0,39 مولود في نفس الفترة ، أيضاً على الرغم من ثبات

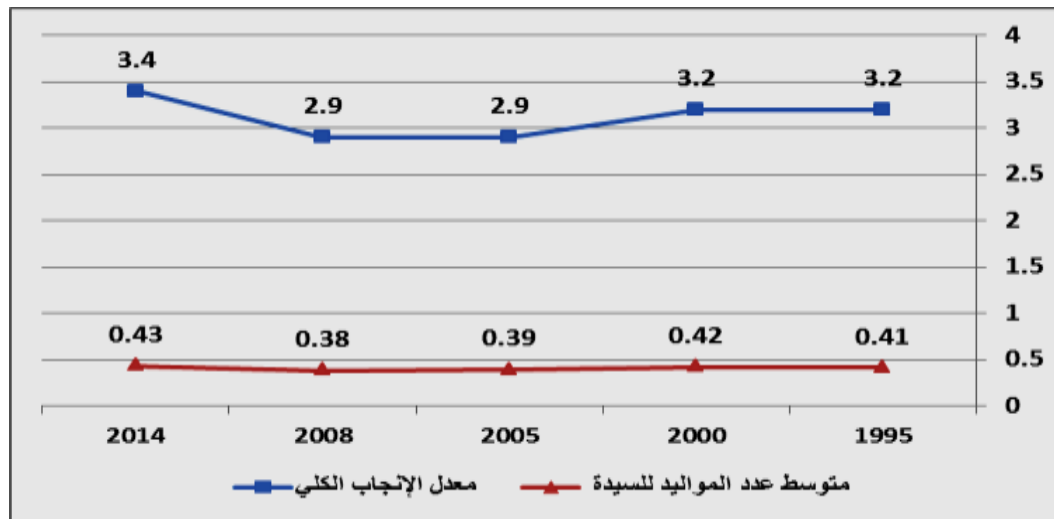
قيمة معدل الإنجاب الكلى عند 3 مولود للسيدة فى الفترة من 2005 إلى 2014، إختلفت قيم متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح فى نفس الفترة من 0,36 مولود فى عام 2005 ثم 0,34 مولود فى عام 2008 ثم إرتفع فى عام 2014 ليصل إلى 0,39 مولود وتراوحت نسبة التغير ما بين 0,11 إلى 0,13 خلال الفترة الزمنية.

جدول (5) : إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى الوجه البحرى (2014-1995)

السنوات (1)	معدل الإنجاب الكلى (2)	متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح (3)	(2)÷(3)
1995	3,2	0,41	0,13
2000	3,2	0,42	0,13
2005	2,9	0,39	0,13
2008	2,9	0,38	0,13
2014	3,4	0,43	0,13

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحثين بالإعتماد على بيانات المسوح السكانية الصحية فى الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.

شكل (5) : إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى الوجه البحرى (2014-1995)



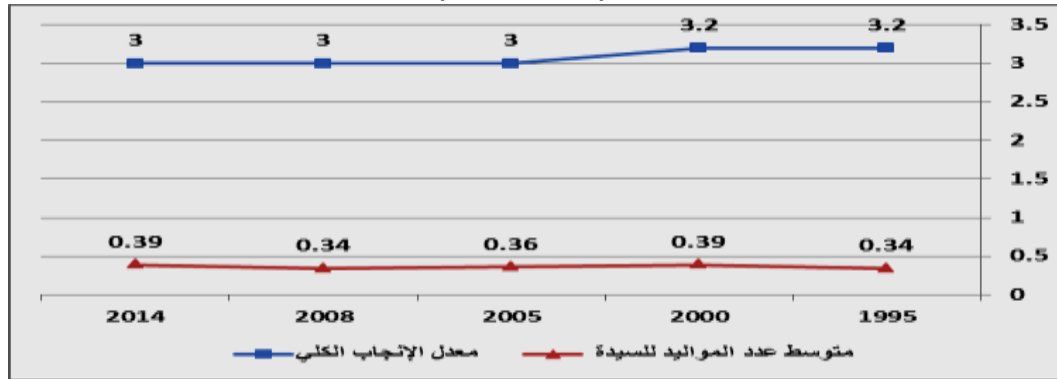
المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين إعتقاداً على بيانات المسوح السكانية فى الفترة من 1995 إلى 2014.

جدول (6) : اتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في حضر الوجه البحري (2014-1995)

السنوات (1)	معدل الإنجاب الكلي (2)	متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح (3)	(2)÷(3)
1995	3,2	0,34	0,11
2000	3,2	0,39	0,12
2005	3	0,36	0,12
2008	3	0,34	0,11
2014	3	0,39	0,13

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحثين بالإعتماد على بيانات المسوح السكانية الصحية في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.

شكل (6) : اتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في حضر الوجه البحري (2014-1995)



المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين اعتماداً على بيانات المسوح السكانية في الفترة من 1995 إلى 2014.

(5) اتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في ريف الوجه البحري (2014-1995)

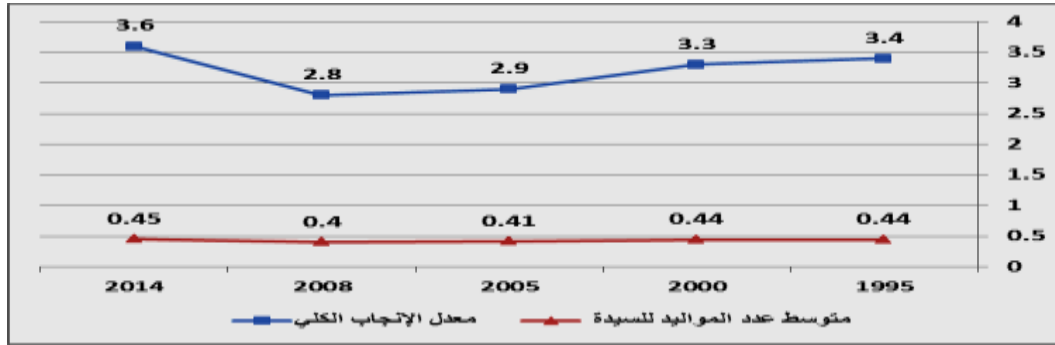
أما بالنسبة لإتجاه وحجم التغير في بين متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح ومعدل الإنجاب الكلي في ريف الوجه البحري في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014 والذي يعرضها كل من جدول (7) والشكل (7) فيتضح أنه مع ثبات متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح في عامي 1995 و 2000 عند القيمة 0,44 مولود إنخفض معدل الإنجاب الكلي من 3,4 مولود للسيدة في عام 1995 إلى 3,3 مولود للسيدة ، أما في الفترة من عام 2005 وحتى عام 2014 فقد إنخفض معدل الإنجاب الكلي في عام 2005 من 2,9 مولود للسيدة إلى 2,8 مولود في عام 2008 ، وبالمثل إنخفض متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح من 0,41 مولود في عام 2005 إلى 0,4 مولود في عام 2008، أخيراً إرتفع معدل الإنجاب الكلي من 2,8 مولود للسيدة في عام 2008 إلى 3,6

مولود للسيدة فى عام 2014 وبالمثل إرتفع متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح من 0,4 مولود فى عام 2008 إلى 0,45 مولود فى عام 2014.

جدول (7) : إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى ريف الوجه البحرى (2014-1995)

السنوات (1)	معدل الإنجاب الكلى (2)	متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح (3)	(2)÷(3)
1995	3,4	0,44	0,13
2000	3,3	0,44	0,13
2005	2,9	0,41	0,14
2008	2,8	0,4	0,14
2014	3,6	0,45	0,13

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحث بالإعتماد على بيانات المسوح السكانية الصحية فى الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.
شكل (7) : إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى ريف الوجه البحرى (2014-1995)



المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين إعتقاداً على بيانات المسوح السكانية فى الفترة من 1995 إلى 2014.

(6) إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى الوجه القبلى (2014-1995)

أما جدول (8) والشكل (8) فيعرضان الإتجاه وحجم التغير لكل من متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح ومعدل الإنجاب الكلى فى الفترة من عام 1995 وحتى عام 2014 للوجه القبلى ونلاحظ تماثل الإتجاه لكلا المتغيرين خلال كل الفترة من 1995 وحتى عام 2014 ، فبينما إنخفض متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح من 0,59 مولود فى عام 1995 إلى 0,46 مولود فى عام 2008 إنخفض معدل الإنجاب الكلى خلال نفس الفترة من 3,6 مولود للسيدة فى عام 1995 إلى 3 مولود للسيدة فى عام 2008 ، أما فى الفترة من بين عامي 2008 إلى 2014 حيث إرتفع متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح من 0,46 مولود فى عام 2008 إلى 0,51

مولود فى عام 2014 وقد تزامن ذلك مع إرتفاع معدل الإنجاب الكلى من 3 مولود للسيدة فى عام 2008 إلى 3,5 مولود للسيدة فى عام 2014

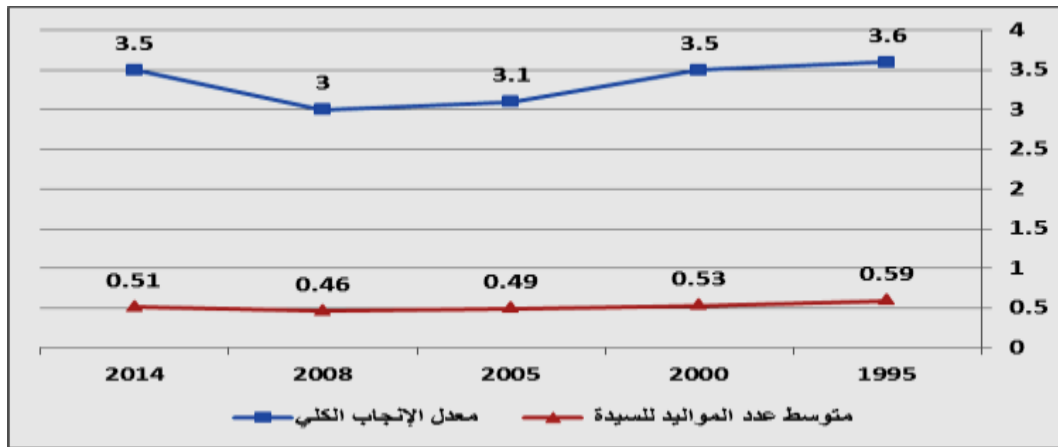
جدول (8) : إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى الوجه القبلى

(2014-1995)

السنوات (1)	معدل الإنجاب الكلى (2)	متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح (3)	(2)÷(3)
1995	3,6	0,59	0,16
2000	3,5	0,53	0,15
2005	3,1	0,49	0,16
2008	3	0,46	0,15
2014	3,5	0,51	0,15

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحثين بالإعتماد على بيانات المسوح السكانية الصحية فى الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.
شكل (8) : إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى الوجه القبلى (1995-

2014)



المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين إعتياداً على بيانات المسوح السكانية فى الفترة من 1995 إلى 2014.

(7) إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى حضر

الوجه القبلى (2014-1995)

أما جدول (9) والشكل (9) فيمثلان حجم وإتجاه التغير لكلا من متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى حضر الوجه القبلى حيث يتضح تشابه الإتجاه بين المتغيرين فى الفترة من عام 1995 وحتى عام 2000 حيث إنخفض معدل الإنجاب الكلى من 3,8 مولود للسيدة فى عام 1995 إلى 3,4 مولود للسيدة فى عام 2000، بالمثل إنخفض متوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح من 0,48 مولود فى عام 1995 إلى 0,42 مولود فى عام 2000 إلا أن

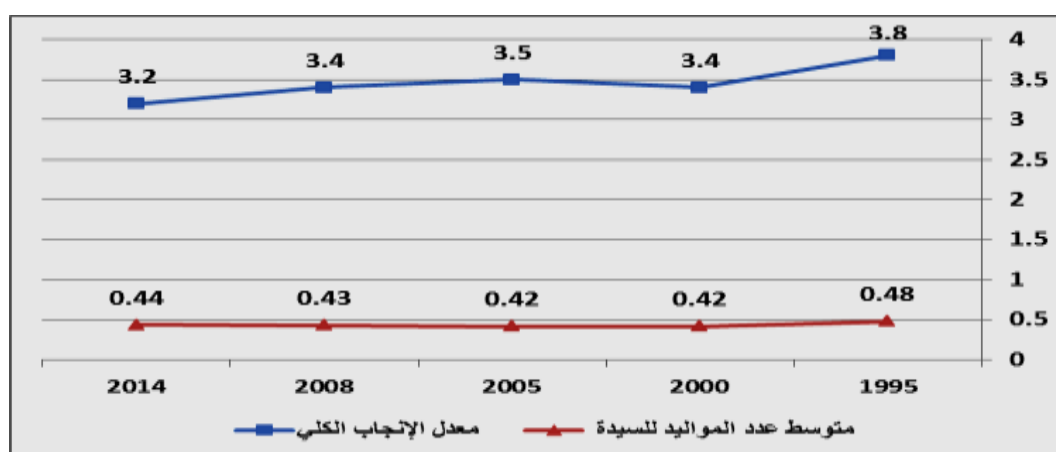
الاتجاه قد اختلف الإتجاه بين المتغيرين في الفترة من عام 2005 وحتى عام 2014، وتراوح نسبة التغير بين المتغيرين ما بين 0,12 إلى 0,14.

جدول (9) : إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في حضر الوجه القبلي (2014-1995)

السنوات (1)	معدل الإنجاب الكلي (2)	متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح (3)	(2)÷(3)
1995	3,8	0,48	0,13
2000	3,4	0,42	0,12
2005	3,5	0,42	0,12
2008	3,4	0,43	0,13
2014	3,2	0,44	0,14

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحثين بالإعتماد علي بيانات المسوح السكانية الصحية في الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.

شكل (9) : إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في حضر الوجه القبلي (2014-1995)



المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين اعتماداً على بيانات المسوح السكانية في الفترة من 1995 إلى 2014.

8) إتجاه متوسط عدد المواليد في الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلي في ريف الوجه القبلي (2014-1995)

أخيراً يتضح من كل من جدول (10) و الشكل (10) تشابه الإتجاه بين كلا المتغيرين في خلال كل الفترة الزمنية ما بين عام 1995 و حتى عام 2014 حيث إنخفض كل من متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح في الفترة من عام 1995 وحتى عام 2008 من 0,62 مولود إلى 0,47 مولود بينما إرتفع المتوسط إلى 0,54 مولود في عام 2014، بينما إنخفض معدل الإنجاب الكلي من 5,2

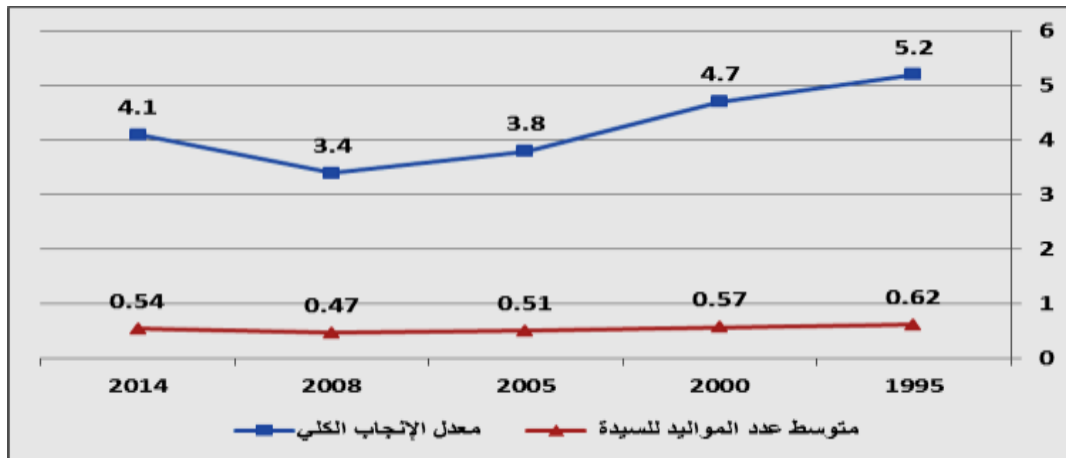
مولود للسيدة فى عام 1995 إلى 3,4 مولود فى عام 2008، فى حين إرتفع معدل الإنجاب الكلى فى عام 2014 إلى 4,1 مولود.

جدول (10) : إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى ريف الوجه القبلى (2014-1995)

السنوات (1)	معدل الإنجاب الكلى (2)	متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح (3)	(2)÷(3)
1995	5,2	0,62	0,12
2000	4,7	0,57	0,12
2005	3,8	0,51	0,13
2008	3,4	0,47	0,14
2014	4,1	0,54	0,13

المصدر : تم إعداده بواسطة الباحثين بالإعتماد على بيانات المسوح السكانية الصحية فى الفترة من عام 1995 إلى عام 2014.

شكل (10) : إتجاه متوسط عدد المواليد فى الثلاث سنوات السابقة للمسح و معدل الإنجاب الكلى فى ريف الوجه القبلى (2014-1995)



المصدر : تم إعداد الشكل بواسطة الباحثين إعتتماداً على بيانات المسوح السكانية فى الفترة من 1995 إلى 2014.

أوضحنا فى الجزء السابق حجم وإتجاه التغير لمتوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح ومقارنته بمعدل الإنجاب الكلى والذي أظهرها الجداول والأشكال السابقة وذلك خلال الفترة من عام 1995 إلى عام 2014 على مستوى جمهورية مصر العربية ككل وكذلك على الأقاليم المختلفة، وقد إتضح التقارب بين كلا المتغيرين فى معظم الأقاليم كذلك ثبات نسبة التغير بين كلا المقياسين فى معظم الأقاليم فى معظم المسوح وقد تراوحت هذه النسبة من 0,12 إلى 0,14 مما يدل على الإرتباط القوي بين المتغيرين معدل الإنجاب الكلى ومتوسط عدد المواليد للسيدة فى الثلاث سنوات السابقة للمسح، أما جدول (11) التالى

فيعرض مصفوفة التقارب (Proximity Matrix) والتي من خلالها إتضح أن هناك ارتباط قوي بين قيم متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح ومعدل الإنجاب الكلي خلال الفترة الزمنية (1995-2014) في المناطق المختلفة (جمهورية مصر العربية - ريف - حضر - المحافظات الحضرية- الوجه بحري - حضر الوجه البحري - ريف الوجه البحري - الوجه قبلي - حضر الوجه القبلي - ريف الوجه القبلي) حيث بلغت عدد القيم المستخدمة في قياس هذا الارتباط **60** * قيمة بواقع **6** قيم لكل إقليم وقد إتضح من مصفوفة التقارب الموضحة أن معامل ارتباط بيرسون بين قيم معدل الإنجاب الكلي ومتوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح في المناطق المختلفة وخلال الفترة الزمنية من عام **1995** إلى عام **2014** قد وصل إلى القيمة **0,95**، وتدل هذه القيمة على وجود علاقة قوية موجبة بين المتغيرين مع وجود معنوية عالية لمعامل الارتباط ($P\text{-value} < 0.001$) ، مما يجعل لدينا أريحية ودليل قوي في الاعتماد على متغير متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح كمؤشر تقريبي لمعدل الإنجاب الكلي وذلك لإستخدامه في تحليل مستوى الإنجاب على المستوى الفردي أو مستوى السيدة ومحاولة الوصول إلى المسببات وراء تراجع مستوى الإنجاب ووصول معدل الإنجاب الكلي إلى القيمة **3,5** مولود للسيدة والتعرف على دور محددات التغير في الإنجاب.

جدول (11) : مصفوفة التقارب للارتباط بين متجهات قيم متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح ومعدل الإنجاب الكلي

مصفوفة التقارب لعلاقة الارتباط بين متجهات القيم.		
متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح	معدل الإنجاب الكلي	
1	0,95	متوسط عدد المواليد للسيدة في الثلاث سنوات السابقة للمسح
0,95	1	معدل الإنجاب الكلي

Sig. (2-tailed) (0.000)

* عدد القيم الداخلة في التحليل هو **60** مشاهدة حيث تم إدراج قيم المسح السكاني الصحي المكمل لعام **2003** لمزيد من النقاط بغرض الوصول لأعلى دقة ممكنة.

المراجع الأجنبية

El-Zanaty, Fatma, Enas M. Hussein, Gihan A. Shawky, Ann A. Way, and Sunita Kishor.(1996). Egypt Demographic and Health Survey 1995. Calverton, Maryland [USA]: National Population Council [Egypt] and Macro International Inc.

El-Zanaty, F. and Way, A.A. (2001), Egypt Demographic and Health Survey 2000, Calverton, Maryland: Ministry of Health and Population [Arab Republic of Egypt], National population Council [Arab Republic of Egypt], and ORC Macro.

El-Zanaty, F. and Way, A.A (2006), Egypt Demographic and Health Survey 2005, Cairo, Egypt: Ministry of Health and Population, National Population Council, El-Zanaty and Associates, and ORC Macro.

El-Zanaty, Fatma and Ann Way. 2009 .Egypt Demographic and Health Survey 2008 .Cairo, Egypt: Ministry of Health, El-Zanaty and Associates, and Macro International.

Ministry of Health and Population [Egypt], El-Zanaty and Associates [Egypt], and ICF International.2015 .Egypt Demographic and Health Survey 2014 .Cairo, Egypt and Rockville, Maryland, USA:Ministry of Health and Population and ICF International.

تقييم بيانات الوفيات لبناء جداول الحياة حسب المهن فى مصر³

سمية محمود السعدني⁴

سوزان عبد الرحمن محمد⁵

ملخص:

يعدُّ توقع البقاء على قيد الحياة فى المهن المختلفة مؤشراً صحياً من شأنه أن يوفر معلومات عن السنوات المتوقعة أن تعيش للمتمتعين بالمهن المختلفة لكلا النوعين، كما أنه يساعد في تحديد المهن التي يحتاج أفرادها إلى دعم صحي وأنشطة لمتابعة أسباب ارتفاع وفيات العاملين بها وتطور أمراضها من خلال الفحص الدوري. انطلاقاً من هذا؛ تهدف هذه الدراسة إلى بناء جداول الحياة حسب المهن في مصر لعام 2006م، وذلك بعد تقييم وتعديل بيانات وفيات السكان 15 سنة فأكثر من قصور التسجيل في السجلات الحيوية، وقد تناولت الدراسة تقييم بيانات الوفيات باستخدام طرق التوزيع العمري للوفيات وتمت المقارنة بينهم لاختيار أفضلهم للتطبيق في ضوء البيانات المعيبة نتيجة اختلاف مستوى التغطية بين التعدادين، وأخطاء الإدلاء العمري للسكان، وتضخيم العمر عند الوفاة. وقد أعطى أسلوب هيل وآخرين Hill et al (2005, 2009)، الذي يعدُّ مزيجاً بين طريقتي النمو المتوازن العامة وطريقة بينت -هوريشي نتائج أكثر دقة، حيث عالج الأخطاء النمطية للبيانات المستخدمة (المحتوى، الشمول) محاولاً أيضاً تقادي تأثير الهجرة. وقد بلغت نسبة شمول وفيات الذكور 91.6% في حين بلغت نسبة شمول وفيات الإناث 92.3%.

وتوصلت الدراسة باستخدام بيانات الوفيات المعدلة في أقسام المهن المختلفة إلى ارتفاع قيم توقع البقاء للإناث على نظيرتها للذكور في معظم المهن وخاصة مهنة الخدمات والبيع والأسواق التي يرتفع فيها منحني توقع البقاء للإناث بشكل واضح عن نظيره للذكور في كل الفئات العمرية. بينما يرتفع توقع البقاء للذكور عن الإناث في مهنة الفنيون ومهنة عمال تشغيل المصانع والماكينات. وقد عكست جداول الحياة للذكور في أقسام المهن المختلفة تبايناً في توقع الحياة، حيث ارتفع توقع البقاء على قيد الحياة في مهنة القائمين بالأعمال الكتابية مقارنةً بالمهن الأخرى ليلبلغ 57.16 عام. وتقارب توقع الحياة بين المزارعون وعمال الزراعة والعاملون بالصيد (52.83 عام) ورجال التشريع وكبار المسؤولين (52.03 عام) بفارق نحو نصف العام لصالح المزارعون، بينما تميزت مهنة الفنيون ومساعدو الأخصائيين ومهنة الحرفيين ومن إليهم بانخفاض ملحوظ في توقع الحياة ليلبلغ 47.62، 48.91، الأمر الذي يشير إلى تباين تأثير المهن على حياة ممارسيها والمشتغلين بها متسببة في تفاوت ملحوظ في توقع البقاء على قيد الحياة في المهن المختلفة. بينما حظت مهنة الخدمات ومحلات البيع بأعلى توقع للحياة عبر المهن المختلفة للإناث حيث بلغ 65.49 عام وجاءت مهن عمال المصانع، الحرفيين والفنيون ومساعدو الأخصائيين في مؤخرة الترتيب بتوقع حياة 51.74 عام، 50.05 عام، 46.94 عام بالترتيب على التوالي.

³ الدراسة مستخرجة من رسالة ماجستير بعنوان: "تقييم بيانات الوفيات لبناء جداول الحياة حسب المهن في مصر"، معهد الإحصاء، 2016.

⁴ أستاذ - قسم الإحصاء الحيوي والسكاني - معهد الدراسات والبحوث الإحصائية - جامعة القاهرة.

⁵ مدرس مساعد في قسم الإحصاء الحيوي والسكاني - معهد الدراسات والبحوث الإحصائية - جامعة القاهرة.

1 - مقدمة

تعدُّ جداول الحياة أحد أهم أدوات التحليل الديموجرافي التي تعتمد على بيانات الوفيات المتاحة من الإحصاءات الحيوية، فهي تقدم الوصف التفصيلي للوفاة حيث تعبر عن مستوى الوفاة في المجتمع محل الدراسة. وتحتل مكانة خاصة في دراسة الوفاة والتعبير عن المستوى الصحي في المجتمع، فلها مزايا واضحة مقارنة بالمقاييس الأخرى، كما أن هناك سبلاً عدة لاستخدامها في التحليل الديموجرافي في دراسة مختلف الظواهر السكانية؛ مثل: ظاهرة الوفيات، الإنجاب، الهجرة، مدة الحياة الزوجية، الترمل، الطلاق، النمو السكاني، واستخدام وسائل تنظيم الأسرة وغيرها. ومن أهم مميزات جداول الحياة أنها لا تتأثر بالتوزيع العمري للسكان، ولا تحتاج إلى وجود توزيع عمري معياري لإجراء مقارنة بين الدول المختلفة. وقد تطورت استخداماتها واتسعت تطبيقاتها في مجالات أخرى متنوعة؛ مثل: المجال التجاري، ومجال الصحة العامة، والمجالات الطبية. وتُعدُّ **جداول الحياة حسب المهنة** أحد هذه التطبيقات.

تعدُّ مهنة الفرد وظروف العمل المحيطة به انعكاس لفرصته في الحياة، حيث ترتبط المهنة بصحة الفرد من خلال جانبين؛ أحدهما إيجابي ويشمل المكاسب المادية والاجتماعية، الآخر سلبي ويشمل المخاطر الجسدية والمعنوية (Burgard et al., 2013) وتعتبر **جداول الحياة حسب المهنة** عن خطر الوفاة المرتبط بالمهنة وتأثير المهنة على حياة ممارسيها والمشتغلين بها (إلى حدٍّ ما فهناك عوامل أخرى تسبب أيضاً المراضة والوفاة)، بالإضافة إلى تقدير عدد سنوات الحياة المتوقع بقاؤها على قيد للحياة حسب تصنيفات المهن عند الفئات العمرية المختلفة.

لم يهتم المجتمع العلمي في مصر بدراسة جداول الحياة حسب المهن وإعطائها الاهتمام الكافي لإيضاح تبايناتها وارتباطها وتأثيرها المهني على معدلات الوفيات في المجتمع. فتحليل بيانات الوفيات وفقاً لأقسام المهن الرئيسية للأفراد في المجتمع تمثل جانباً مهماً من دراسة الوفيات، ومن هنا تعدُّ هذه المحاولة الأولى لإنشاء جداول الحياة حسب المهن في مصر. وتتميز جداول الحياة حسب المهنة بأنها أكثر تفصيلاً؛ لأن المهن تختلف اختلافاً كبيراً في تركيبها العمري والنوعي والمهاري. كما أنها تعطي صورة واضحة عن الفروق الطبقة في الوفيات داخل المجتمع، حيث تعبر المهن عن الطبقات الاجتماعية المختلفة (Social Classes) إلى حدٍّ كبير (Whorton, 1983).

لم يتوفر للباحثين سوى دراستين فقط تعودا للنصف الأول من القرن العشرين، حيث قام (Tietze, 1943) بدمج المهن في مجموعات رئيسية تمثل الطبقات الاجتماعية في دولة إنجلترا. ووجد أن توقع البقاء يتدرج حسب المهن بحيث إن أعلى توقع كان للأخصائيين وأصحاب المهن العلمية (63.1 سنة) وأقل توقع كان لعمال التعدين والحفر (55.7 سنة) بفرق يبلغ 7 سنوات. باستثناء العمال الزراعيين، فقد كان توقع الحياة بالنسبة لهم مساوٍ لتوقع الحياة للطبقة الاجتماعية الأولى، وأعلى حسب العمر في مرحلة الأعمار المتقدمة. بينما تناول (Seifert, 1935) إنشاء جداول الحياة للعمال الزراعيين في الصين ومقارنتها بجداول الحياة لإجمالي السكان لأربع دول تشمل (نيوزيلاند، الولايات المتحدة الأمريكية، اليابان، الهند). ووجد أن

أعلى قيمة لتوقع الحياة 65 سنة في نيوزيلاند وأقل قيمة 27 سنة في الهند بينما احتل ريف الصين المرتبة الرابعة بتوقع حياة يبلغ 34 عامًا فقط مع مراعاة عدم دقة بيانات الوفيات في بعض الدول.

أن مستوى ونمط الوفاة للأفراد المشتغلين يختلف عن نظيره للمجتمع كله، كما يختلف حسب نوع المهنة وبالتالي سوف يتم بناء جدول حياة منفصل لكل قسم من الأقسام الرئيسية للمهن بناءً على معدلات الوفيات المحسوبة لكل مهنة على حدة. ونظرًا لأن بيانات الوفيات تعاني من قصور في التسجيل، نتوقع أيضًا أن بيانات المهن تعاني هي الأخرى من قصور في التسجيل عبر أقسام المهن الرئيسية ولكن بدرجات متفاوتة.

تفترض الدراسة أن المجتمع مغلق في وجه الهجرة، وبالتالي تم استبعاد عامل الهجرة والاقتصار على بيانات المصريين المشتغلين داخل مصر ووفياتهم. وأن الفقد في أعداد المشتغلين طبقًا للفئات العمرية في مجموعات المهن الرئيسية المختلفة راجع للوفاة فقط، لأن بيان الوفاة يحتوي على مهنة المتوفى سواء كان يعمل بها أو سبق له العمل فيها في فترة زمنية معينة، وليس للهجرة أو الانتقال لمهن أخرى بين مجموعات المهن الرئيسية الأخرى. يسترشد الافتراض الأخير على نتائج (Metwally , 2014 , P.109) التي أشارت إلى أن نسبة الذين ينتمون إلى مجموعة مهن ذوى الياقات البيضاء White collar jobs عام 1998 ولا زالوا فى نفس مجموعة المهن عام 2006 كانت 96.2% و 95.3% بين المهاجرين وغير المهاجرين، على التوالي. وكانت نسبة الذين ينتمون إلى مجموعة مهن ذوى الياقات الزرقاء Blue collar jobs عام 1998 ولا زالوا فى نفس مجموعة المهن عام 2006 94.2% و 92.4% بين المهاجرين وغير المهاجرين، على التوالي. وطبقًا للنشرة السنوية لبحث العمالة بالعينة لعام 2006 التي يصدرها الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء (جدول رقم 18، ص 195)، وجد أن العمل دائم بنسبة أكبر من 90% في مهنة رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين ومهنة الأخصائيين ومهنة الفنيون ومساعدو الأخصائيين ومهنة القائمون بالأعمال الكتابية، وبنسبة 86% في مهنة مجال الخدمات ومحلات البيع وبنسبة 56% في مهنة الحرفيين. تقدم جداول الحياة التي تم بناؤها بناء على هذا الفرض تقديرًا متحيزًا لأعلى higher estimate أو الحد الأعلى higher limit لتوقعات البقاء على قيد الحياة حسب المهن.

2- المدخلات الأساسية لبناء جداول الحياة حسب المهن:

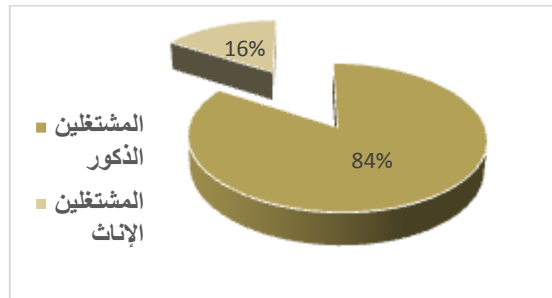
يعد توزيع المشتغلين طبقًا لأقسام المهن وفئات السن (15 سنة فأكثر) في منتصف عام 2006 وأعداد الوفيات المناظرة لهم خلال تلك السنة من النشرات السنوية لإحصاءات المواليد والوفيات هي البيانات اللازمة لحساب معدلات الوفيات حسب المهنة.

تشمل مهن ذوي الياقات البيضاء مجموعات المهن الأربعة الأولى: رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين، الإخصائيون أصحاب المهن العلمية، الفنيون ومساعدو الأخصائيين، القائمون بالأعمال الكتابية. بينما تشمل مهن ذوي الياقات الزرقاء باقي مجموعات المهن.

2-1 توزيع المشتغلين طبقاً لأقسام المهن من بيانات التعداد وخصائصهم.

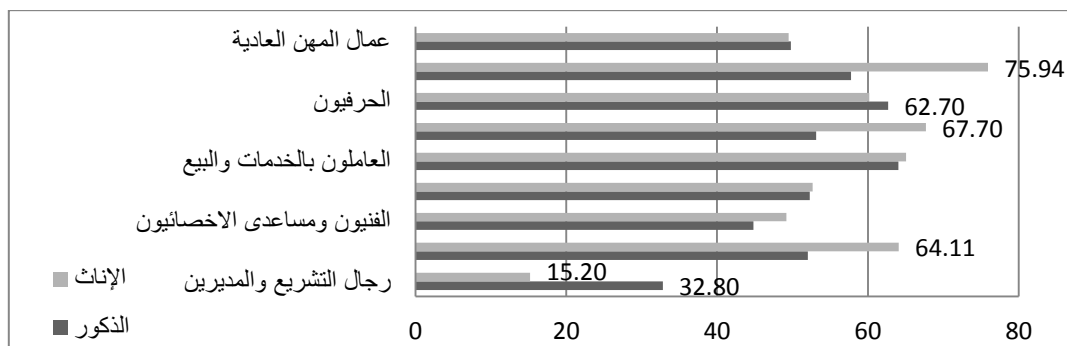
- وجد عند تحليل بيانات المهن أن أعداد المشتغلين في أقسام المهن من الذكور يعادل خمسة أضعاف المشتغلين من الإناث شكل رقم (1)، حيث بلغت نسبة الذكور 84% بينما الإناث 16%. حيث ترتفع نسبة البطالة بين الإناث عن الذكور نتيجة تفضيل إلقاء الذكور بالعمل عن الإناث خوفاً من أن تحول مسؤوليات الأسرة والحمل والحصول على إجازات لرعاية الطفل من استمرار الإناث في العمل (الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، 2009).

شكل رقم (1) التوزيع النسبي للمشتغلين (15 سنة فأكثر) حسب النوع من واقع تعداد 2006



- يختلف شكل التوزيع العمري للمشتغلين حسب أقسام المهن شكل رقم (2)؛ حيث اتضح أن أكثر من 60% من الذكور العاملين مهنة الحرفيين ومن إليهم، ومهنة عمال تشغيل المصانع ومشغلي الماكينات والعاملين في الخدمات ومحلات البيع تقع أعمارهم في الفئات العمرية الشابة (15-39 سنة). في حين أن أكثر من 66% من العاملين في مهنة رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين أعمارهم أعلى من 40 عاماً. وبالنسبة للإناث وُجد أن نحو 65% من العاملات في مهنة الزراعة وفي الخدمات ومحلات البيع تبلغ أعمارهن من (15-39 سنة) و85% من العاملات بمهنة التشريع والمديرين أعمارهن أعلى من 40 عاماً، وُجد أيضاً أن أكثر من 70% من العاملات في المصانع والحرف المختلفة أعمارهن أقل من 35 عاماً. كما أتضح إن مهنة المزارعين وعمال الزراعة والصيد تحتوي على أعلى نسبة للمشتغلين بنسبة 25.3% يليها في الترتيب الحرفيون والتي بلغت نسبتهم 16.4%، ثم يلي ذلك الاخصائيون وأصحاب المهن العلمية وتمثل 13.5%، وتتساوى نسبة الفنيين ومساعدى الأخصائيين مع عمال تشغيل المصانع والماكينات وعمال التجميع حيث بلغت نسبتهم 8.8% لكل منهما مع وجود اختلافات لنسب الذكور والإناث في كل منهما. وقد كانت أقل نسبة عمالة في مهنة القائمين بالأعمال الكتابية وبلغت 3.62%.

شكل رقم (2) نسبة الذين في الفئة العمرية (15-39 سنة) بين المشتغلين وفقاً للنوع وأقسام المهن المختلفة

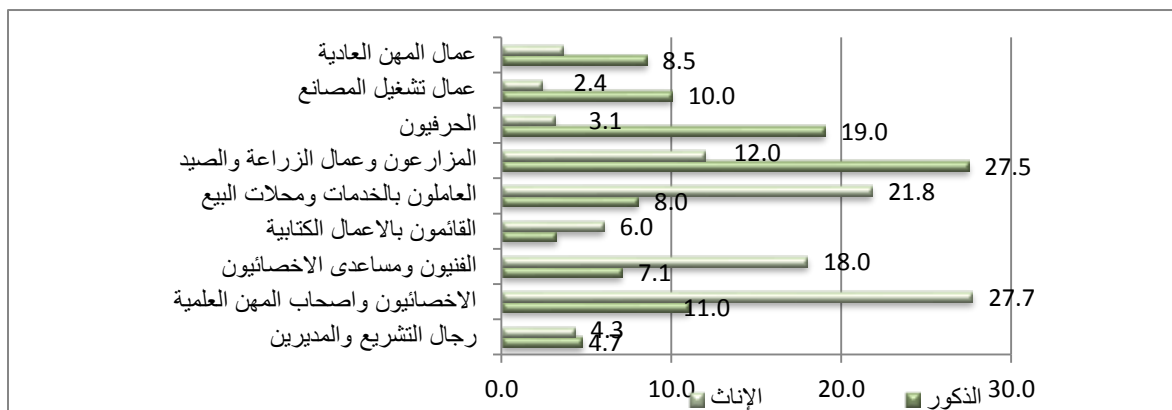


- ويوضح توزيع للمشتغلين حسب أقسام المهن والنوع من واقع تعداد 2006 شكل رقم (3). إن أغلب المشتغلين في مهنة المزارعين وعمال والصيد من الذكور فقد بلغت نسبتهم 27.5% مقابل 12% للإناث، وأيضاً في مهنة الحرفيون والتي ترتفع فيها نسبة المشتغلين الذكور لتبلغ 19% مقابل 3.1% فقط للإناث، كما ترتفع نسبة عمال تشغيل المصانع الذكور لتبلغ 10% مقابل 2.4% للإناث، بينما في مهنة الأخصائيين ارتفعت نسبة العمالة من الإناث لتمثل 27.7% مقابل 11% للذكور.

ويوضح التوزيع النسبي للمشتغلين طبقاً للحالة التعليمية، أن أعلى نسبة من الحاصلين على تعليم جامعي وفوق الجامعي تتركز في المهن العليا، مثل: مهنة رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين ومهنة الأخصائيين وأصحاب المهن العلمية وآخرين. بينما الحاصلون على مؤهل متوسط أو أقل من العاملين في الخدمات ومحلات البيع والحرفيين وعمال تشغيل المصانع والماكينات وعمال التجميع وعمال المهن العادية. وتحقق ذلك بشكل واضح بالنسبة للإناث اللاتي يبحثن عن عمل يتناسب مع مؤهلاتهن، بينما الذكور -مهما كان مستوى تعليمهم- فإنهم يسعون إلى الالتحاق بعمل، لأنهم مسئولون عن رعاية الأسرة. كما أن نسبة العاملين من الذكور -سواء الأميين أو من يستطيعون القراءة والكتابة- أعلى من نسبة الإناث.

فقد وُجد أن 52% من الأميين الذكور يعملون بمهنة الزراعة والصيد و 21% في مهنة الحرفيين ومن إليهم، بينما الذكور الحاصلون على مؤهل فوق الجامعي؛ 76% منهم أخصائيون ومن أصحاب المهن العلمية و 13% يعملون رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين، ونسبة الذين يعملون من الذكور الحاصلين على مؤهل فوق الجامعي في المهن الأخرى، مثل: عمال المصانع أو في الزراعة أو فنيين لا تتعدى 1%.

شكل رقم(3): التوزيع النسبي للمشتغلين حسب أقسام المهن والنوع من واقع تعداد 2006



وبالنسبة للإناث، وُجد أن 46.5% من الأميات الإناث يعملن في مهنة عمال الزراعة والعاملون بالصيد و 42% في مهنة الخدمات ومحلات البيع. بينما 78.8% من الإناث الحاصلات على مؤهل فوق الجامعي يعملن أخصائيات، ومن أصحاب المهن العلمية و 12.1% يعملن بمهنة التشريع وكبار المسؤولين والمديرين، وأقل من 1% يعملن في المهن الأخرى مثل المهن العادية أو في مجال الخدمات والبيع أو في المصانع. كما وجد أن نسبة العاملات في المهن المختلفة من الأميين الذكور أو من يستطيعون القراءة والكتابة 87%، 94% على التوالي في مقابل 12%، 6% على التوالي للإناث، وذلك للرغبة الملحة للذكور في العمل.

2-2 معدلات الوفيات طبقاً لأقسام المهن المختلفة

تعاني معدلات الوفيات حسب المهنة من عدد من الأخطاء، منها: أخطاء الإدلاء بالمهن وتوكيدها وتصنيفها، بالإضافة إلى الأخطاء المرتبطة ببيانات الوفيات وعدم توافر بيانات المحالين للمعاش والذين سبق لهم العمل . ومع ذلك لم يتناول العديد من الباحثين مشكلة تعديل بيانات وفيات المهن بتطوير منهجيات مخصصة لقياس قصور تسجيلها مثلما حظيت بيانات الوفيات بشكل عام وأسباب الوفاة بشكل خاص. ولذا؛ لم يتسنى لنا استخدام منهجية مخصصة لتقييم بيانات المهن، لذا اعتمدنا على نسب قصور التسجيل المقدرة لوفيات البالغين لتعديل بيانات وفيات المهن مع الاستعانة ببعض الخطوات لدراسة وفيات المهن وتشمل:

- عند سؤال أهل المتوفى عن مهنة المتوفى يتم الإدلاء بالمهنة التي كان يعمل بها سواء كان بالفعل يعمل بها قبل وفاته مباشرة أو سبق له العمل فيها حيث يعاني إخطار الوفاة من إهمال هذا الجانب، فيركز على تدوين المهنة بصرف النظر عن موقف المتوفى منها. ولذا؛ تم الاعتماد على بيانات المشتغلين والمتعطلين الذين سبق لهم العمل طبقاً لفئات السن وأقسام المهنة الرئيسية. مع العلم أن نسبة المتعطلين الذين سبق لهم العمل في الفئات العمرية من (15-64 سنة) لا تمثل إلا 0.75% من جملة المشتغلين الذين سبق لهم العمل.
- لم تسجل أية حالات وفاة للإناث في الفترة العمرية (20-30 سنة) وفي الفئة العمرية (40-45 سنة) في قسم المهن العادية بالإضافة إلى أن أقصى عدد لحالات الوفاة المسجلة هو 25 حالة وفاة فقط عند العمر 75+ على الرغم من ارتفاع أعداد المشتغلين فيها، ولذلك تعد بياناتهم مضللة ومعيبة. وقد يرجع ذلك إلى أخطاء فى التوكيد أو إلى انخفاض تسجيل وفياتهم بسبب انخفاض مستواهم التعليمي والاجتماعي والاقتصادي أكثر من كونه لارتفاع المستوى الصحي لهم حيث تشمل هذه المهن الباعة الجائلين وماسحي الأحذية وجامعي القمامة والحراس وعمال النظافة.
- التفرقة بين معدلات الوفيات حسب المهن وحسب النوع، حيث تختلف وطأة الوفاة بين الذكور والإناث بالإضافة إلى تركيز الإناث بشكل أكبر في مهن معينة عن مهن أخرى مقارنة بالذكور، كما أن تأثير المهنة ليس واحداً لكلا النوعين، فيوجد اختلاف بينهم في أسلوب الحياة والتأثيرات غير المباشرة للمهن وتركز الشباب فى مهن بعينها.
- نظراً لاختلاف التركيب العمري بين المهن المختلفة مما يؤثر على دقة المقارنة بين معدلات الوفيات الخام للمهن المختلفة. استخدمنا أسلوب المعايرة **Direct Standardization** من أجل إجراء مقارنة دقيقة. ويعتبر متوسط عدد المشتغلين حسب فئات العمر فى المهن المختلفة هو التوزيع العمري المعياري من خلال المعادلة الآتية:

$$m^{OC(i)} = \frac{\sum n m_x^{OC(i)} * n P_x^s}{P^s} * 1000$$

حيث، $n m_x^{OC(i)}$: معدل الوفاة للأفراد المشتغلين في مهنة معينة خلال الفئة العمرية $(x, x + n)$.

$n P_x^s$: التوزيع العمري لسكان المجتمع المعياري.

P^s : إجمالي حجم سكان المجتمع المعياري.

معدل الوفيات المعايير

وبتصحيح معدل الوفيات فى المهن المختلفة من خلال تحديد أثر التركيب العمري للمشتغلين، اتضح أن معدل الوفيات انخفض بشكل ملحوظ فى مهن معينة، فقد انخفض من 11.62 لكل ألف من المشتغلين الذكور فى مهنة رجال التشريع وكبار المسؤولين إلى 6.82 حالة فقط. كذلك انخفض فى مهنة المزارعون وعمال الزراعة والصيد من 9.98 إلى 6.5 حالة فقط. بينما ارتفع فى مهنة الحرفيين من 6.06 إلى 10.16 لكل ألف. ونفس الوضع للإناث.

وقد لوحظ اختلاف وطأة الوفاة حسب طبيعة المهنة وتأثيرها على العاملين بها، حيث ارتفع معدل وفيات الذكور المعايير ليصل إلى 10.16 و 6.82 و 6.5 لكل ألف من المشتغلين الذكور فى مهنة الحرفيين ومهنة رجال التشريع والمسؤولين ومهنة عمال الزراعة والصيد على التوالي، بينما انخفض ليصل إلى 3.44 فى مهنة القائمون بالأعمال الكتابية، ولذا من المتوقع ارتفاع توقع الحياة للعاملين فى هذه المهنة. كذلك يرتفع معدل وفيات الإناث فى مهن معينة مثل مهنة الحرفيين ومهنة عمال تشغيل المصانع ليصل إلى 5.32 و 6.61 على التوالي بينما ينخفض ليصل إلى 0.41 فى مهنة الخدمات ومحلات البيع.

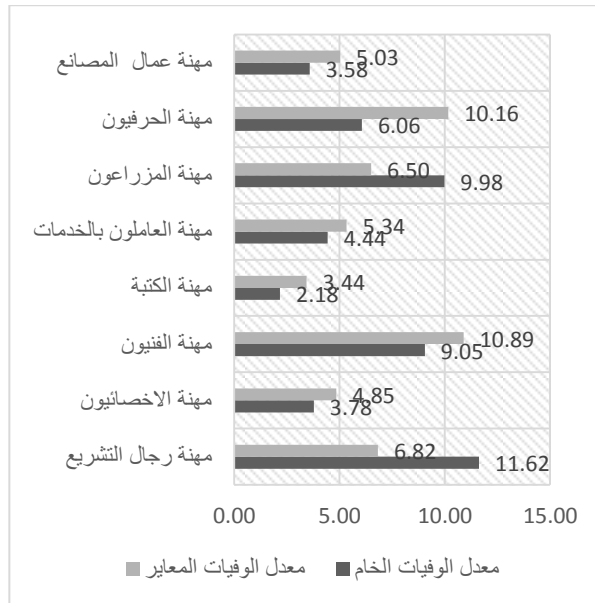
شكل رقم (4)، (5)

كما تختلف وطأة الوفاة حسب النوع فى أقسام المهن المختلفة حيث يرتفع معدل وفيات الذكور عن معدل وفيات الإناث ليصل إلى نحو ثلاثة أضعاف فى أقسام مهن رجال التشريع وكبار المسؤولين، والأخصائيين وعمال الزراعة والصيد. كما يبلغ معدل وفيات الذكور فى مجال الخدمات والبيع 5.34 حالة وفاة مقابل 0.41 حالة فقط للإناث. وحظت المهن العادية بأقل معدلات وفاة لكلا النوعين.

شكل رقم (5)

شكل رقم (4)

معدل الوفيات الخام و المعايير للمشتغلين الذكور على التوالي (%) معدل الوفيات الخام و المعايير للمشتغلين للإناث (%)

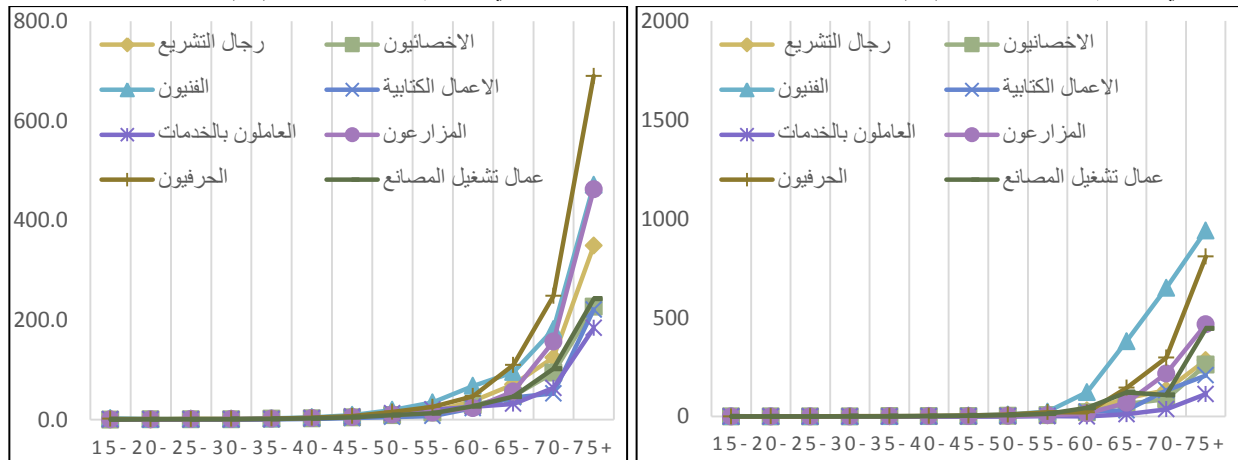


المصدر: محسوب من بيانات الوفيات وأعداد المشتغلين لعام 2006

وعند حساب معدلات الوفيات التفصيلية تبعا للعمر، تبيّن النتائج أن معدل الوفاة مع العمر يرتفع فى كل أقسام المهن المختلفة. حيث يبدأ منخفض فى الفئة العمرية (15-19 سنة) ويستمر حتى الفئة العمرية (35-39 سنة)، ثم يبدأ فى الارتفاع فى كل أقسام المهن بدءًا من العمر 40 سنة، ويختلف مستوى الارتفاع حسب المهن المختلفة حيث يبلغ أقصاه للذكور فى مهنة الحرفيين، فقد ثبت أن مهنة الحرفيين لها تأثير واضح على معدلات الوفاة، حيث تسبب مخاطر صحية وبيولوجية وكيميائية على العاملين بها مثل أمراض الجهاز التنفسي (Rosenstock & Cullen, 2005)، (Donoghue, 2004). يليها مهنة الفنيون ومساعدو الأخصائيين ومهنة المزارعون وعمال الزراعة والصيد ومهنة رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين، بينما يبلغ أدناه فى مهنة القائمون بالأعمال الكتابية، شكل رقم (6).

وبالنسبة للإناث بلغ أقصاه فى مهنة الفنيون ومساعدو الأخصائيين بينما ادناه فى مهنة الخدمات ومحلات البيع. شكل رقم (7) وبالنظر الى معدلات الوفيات التفصيلية حسب النوع فى كل قسم من أقسام المهن الرئيسية ومقارنتها بمعدلات الوفيات التفصيلية الممهدة حسب النوع للمجتمع؛ نلاحظ وجود تباينات واضحة وانحرافها عن النمط العام للوفاة فى المجتمع. فبينما تتقارب معدلات الوفيات التفصيلية لكلاً من الذكور والإناث فى الأعمار الشابة ثم ارتفاع طفيف لمعدلات وفيات الذكور عن الإناث للفئات 40 إلى 55 أو 60 نلاحظ وجود أنماط شاذة حيث: تقل معدلات وفيات الإناث عن الذكور للعاملين فى مهن "الخدمات ومحلات البيع" بدرجة كبيرة شكل رقم (أ-1) فى الملحق. وترتفع معدلات وفيات الإناث على المعدلات المناظرة للذكور بين الممتنهن بمهنة "رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين" فى الأعمار 60 إلى 70 ثم تنخفض بعد ذلك

شكل رقم (6) معدلات الوفيات التفصيلية حسب العمر للذكور
شكل رقم (7) معدلات الوفيات التفصيلية حسب العمر للإناث
فى أقسام المهن المختلفة (%) فى أقسام المهن المختلفة (%)



وتأخذ معدلات الوفيات العمرية النوعية للعاملين فى مهنة "المزارعون نفس النمط تقريبا. كما ترتفع معدلات وفيات الإناث على معدلات وفيات الذكور فى الأعمار الكبيرة لباقي المهن. ونلاحظ ذلك فى مهنة "الفنيون" التي يرتفع فيها معدلات الوفيات التفصيلية للإناث عن الذكور بشكل ملحوظ فى الفئات العمرية (55 عام فأكثر) شكل رقم (أ-3)، وكذلك مهنة "عمال تشغيل المصانع وماكينات الإنتاج" شكل رقم (5-16) وربما يرجع إلى نقص شمول وفيات الذكور فى هذه الفئات العمرية أو نقص عد المشتغلين الإناث فى هذه المهنة فتصنيف المهن أكثر تحديداً للذكور مقارنة بالإناث.

3-تصحيح بيانات السكان والوفيات فى اقسام المهن المختلفة:

3-1 تقييم بيانات الوفيات

قبل الشروع فى إنشاء جداول الحياة حسب المهن سوف نحاول تعديل قصور تسجيل الوفيات فى أقسام المهن المختلفة يوجد العديد من الطرق لتقييم بيانات وفيات السكان 15 سنة فأكثر التي يمكن تصنيفها وفقاً لعدد من الخصائص، مثل: طبيعة المجتمع محل الدراسة (مستقر، غير مستقر)، أو وفقاً لطبيعة البيانات المستخدمة (السجلات الحيوية، التعداد، مسح سكانية). ولذا طورت 3 مداخل أساسية، يتضمن كل منها طرقاً مختلفة لتقييم بيانات الوفيات فى الدول النامية وتعديلها. وهي (طرق التوزيع العمري للوفيات Death Distribution Methods ، طرق البقاء Survival Methods، طرق بيانات الاخوة Sibling Methods). ولكن عندما تتوافر البيانات تعد طرق التوزيع العمري للوفيات هي الأفضل مقارنة بالمدخلين الثاني والثالث، لأنها تمُدنا بتقديرات لمعدلات الوفيات لمدة زمنية محددة ولجميع الأعمار، فهي الأنسب للاستخدام فى الدول النامية مثل مصر حيث اشارت العديد من الدراسات من خلال التطبيق على مجتمعات حقيقة او باستخدام اسلوب المحاكاة دقة نتائج المدخل الاول بالمقارنة بالمدخلين الآخرين (Timaeus,1991; Hill,2001,2003; WHO.2001.2009 ; Dorrington et al., 2008; Hill et al.,2005,2009) ولذلك اعتمدت منهجية الدراسة على استخدام طرق التوزيع العمري للوفيات الآتية لتقدير نقص تسجيل وفيات السكان (+15):

1- طريقة النمو المتوازن (Growth Balance Method , Brass,1975).

2- طريقة النمو المتوازن المعدلة (modification of Brass's Technique, Martin,1980).

3- طريقة بينت-هوريشي (The Bennett– Horiuchi Method 1981,1984)

4- طريقة هيل-يو (Combined GGB–SEG Method ,2005)

ثم اختيرت الطريقة الأفضل لتصحيح بيانات وفيات البالغين بإضافة نقص التسجيل. فقد وضحت نتائج الطرق السابقة وجود مدى معين تقع فيه تقديرات نسبة شمول وفيات البالغين، وبالرغم من عدم وجود تقييم معياري "gold standard" يقيس تأثير الأنواع المختلفة من الأخطاء على نتائج كل طريقة، وتحديد أيهم الأفضل، لكن أضحت أثناء التحليل أن طريقة Combined GGB–SEG حاولت تقادي أخطاء الطرق السابقة، مثل: اختلاف مستوى التغطية بين التعدادين، وأخطاء التركيب العمري، وتأثير الهجرة بالاعتماد على مدى عمري معين. كما أعطت نتائج متناسقة لنسب الشمول عبر الفئات العمرية على عكس الطرق الأخرى، فعند استخدام طريقة SEG وطريقة GB كانت نسبة شمول الوفيات المقدرة متأثرة بـ باختلاف مستوى الشمول بين مصادر بياناتها من الإحصاءات الحيوية ومن بيانات التعداد. كما اعتمدت طريقة النمو المتوازن المعدلة على فروض لم يُثبت تحققها مثل فرضية ثبات سرعة تغير الوفيات، كما لم تأخذ فى الحسبان ديناميكات السكان، مثل: الهجرة وتأثيرها على سرعة وفترة تغير الوفيات (السعدني، عبد الرحمن، 2016).

ولذا سوف نعتمد على طريقة Combined GGB–SEG فى تصحيح قصور تسجيل وفيات السكان 15 سنة فأكثر، وهذا يتفق مع العديد من الدراسات التي أكدت أن طريقة GGB–SEG تعمل بشكل أفضل فى ظل تحقق الفروض أو الانحراف عن بعضها أو فى

حالة وجود الأخطاء النمطية، مثل: أخطاء العمر وغيرها، فهي الاختيار الأفضل والأكثر أماناً في حالة عدم توافر أية معلومات عن أنواع الخطأ ودرجات (UN,2002; Hill,2003; Dorrington ,Timaues and Moultrie 2008; Hill et al.,2009; Murray and Rajaratnam,2010). فقد قام هيل عام 2003 بتطبيق كل من طريقة GGB وطريقة SEG على بيانات بها أخطاء مصممة "Simulated error"، لمحاولة اكتشاف تأثير أخطاء التعداد والأنماط التقليدية لأخطاء الإدلاء العمري على دقة تقدير شمول وفيات البالغين واتضح أن طريقة GGB أكثر حساسية لأخطاء الإدلاء العمري بينما طريقة SEG أكثر تأثراً بالتغيير في مستوى تغطية التعداد لأنه يُحرف معدلات النمو التفصيلية. لذلك اقترح هيل في 2005 تطبيقهما معاً كمزيج بين أسلوبين.

كما وجد هيل أن عامل الهجرة موطن ضعف في أغلب المنهجيات المقدمة لتقدير شمول تسجيل وفيات البالغين التي تفترض عدم وجود هجرة على الرغم من تأثيره على مجتمع شباب البالغين (خصوصاً بين العمر 15-35). فإهمال الهجرة للخارج يتسبب في تقديرًا أقل من الحقيقي لنسبة تغطية التعداد، وتقديرًا أعلى من الحقيقي لنسبة شمول الوفيات (You and Choi.2009). بينما الهجرة للداخل لها تأثير في الاتجاه المعاكس. لذلك اقترح هيل البدء بعمر أكبر وليكن 30 أو 35 عامًا لتحجيم الأخطاء الناتجة من صافي الهجرة على تقدير شمول وفيات البالغين. فتطبيق طريقة GGB–SEG على المدى العمري (30–65) قلل مؤشر الخطأ في كل سيناريوهات الأخطاء الممكنة في البيانات بنحو 40%، كذلك انخفض مؤشر الخطأ بسبب الهجرة بأكثر من 60%. وتم أخذ هذا التصحيح في الحسبان .

وتقوم على الفروض التالية:

- ثبات مستوى شمول التعداد أو الوفيات عبر الفئات العمرية. - بيانات العمر سواء للسكان أو الوفيات على درجة مقبولة من الدقة. - مستوى تغطية التعداد لا يختلف من تعداد لآخر (خاص بطريقة SEG فقط). - المجتمع مغلق في وجه الهجرة.
- ويتم قياس نسبة الشمول بطريقة Combined GGB–SEG من خلال خطوتين، **الخطوة الأولى:** تقدير مستوى تغطية التعداد لاستخدامها في تعديل بياناته قبل تطبيق **الخطوة الثانية** الخاصة بقياس نسبة شمول الوفيات.

الخطوة الأولى: تطبيق طريقة النمو المتوازن العامة General Growth Balance Method

قدم هيل هذه الطريقة عام 1987 لتعميم طريقة النمو المتوازن (GB) التي قدمها براس عام 1975 من أجل تقدير نسبة شمول وفيات البالغين، ونسبة تغطية التعداد للمجتمعات غير المستقرة والمغلقة في وجه الهجرة التي يمكن تطبيقها عندما تتوافر بيانات عن تعداد السكان في أكثر من نقطة زمنية (تعدادين على الأقل) بحيث:

$$(1) \quad b^r(x+) - r^r(x+) = a + b d^r(x+)$$

$$a = \frac{\ln(k_1/k_2)}{t_2-t_1} \quad \& \quad b = \frac{k_1 k_2}{c} \quad \text{حيث}$$

k_1 و k_2 : هي نسبة شمول العد في التعداد الأول والثاني على التوالي، وترمز r الى القيم المشاهدة فى المجتمع

وتعطي العلاقة بين معدل الدخول $b(x+)$ ومعدل الخروج $d(x+)$ تقديرًا لـ:

1- **الثابت**: وهو يرصد أي تغيير في مستوى التغطية بين التعدادين، ويعدُّ هذه التغيير ثابتًا عبر العمر.

2- **الميل**: ويقدر مستوى شمول تسجيل الوفيات بالنسبة لمتوسط نسبة التغطية بين التعدادين.

ويتم تقدير مكونات معادلة GGB جدول (أ-1): جدول (أ-4) بالمعادلات التالية:

$$b(x+) = \frac{N(x)}{PYL(x+)} \quad d(x+) = \frac{D(x+)}{PYL(x+)} \quad r(x+) = \frac{\infty N_x(t_2) - \infty N_x(t_1)}{PYL(x+)} \quad (2)$$

حيث: ${}_5N_x(t_1)$: عدد السكان في التعداد الأول ($t_1 = 1996$) في الفئة العمرية ($x, x+5$)

${}_5N_x(t_2)$: عدد السكان في التعداد الثاني ($t_2 = 2006$) في الفئة العمرية ($x, x+5$)

${}_5D_x$: عدد الوفيات التي حدثت في الفترة بين التعدادين (1996-2006) في الفئة العمرية ($x, x+5$)

t_1, t_2 : زمن التعداد الأول والتعداد الثانى على التوالي

$P_1(x+), P_2(x+)$: عدد السكان في العمر x فأكثر في تعداد 1996 وتعداد 2006 على التوالي حيث

$$P(x+) = \sum_y^{A-5} {}_5N_y + \infty N_A \quad (3)$$

$PYL(x+)$: عدد الأشخاص / عدد السنوات المعاشة للأفراد في العمر x فأكثر

$$PYL(x+) = (t_2 - t_1) \sqrt{\infty N_x(t_1) * \infty N_x(t_2)} \quad (4)$$

$$PYL(x+) = (t_2 - t_1) \sqrt{P_1(x+) * P_2(x+)} \quad (5)$$

$$N(x) = \frac{(t_2 - t_1)}{5} \sqrt{{}_5N_{x-5}(t_1) * {}_5N_x(t_2)} \quad (6) \quad N(x): \text{عدد الأفراد الذين بلغوا العمر المضبوط } x$$

ويرسم قيم $r_m(x+) - b_m(x+)$ مقابل قيم $d_m(x+)$ شكل رقم (8)، نجد أن بعض النقاط عند الأعمار الشابة أعلى من الخط،

وذلك بسبب عدم تضمين معدلات الهجرة في التحليل أو بسبب تفاوت نسبة نقص العد عبر العمر . و تقدر نسبة التغيير في تغطية

التعداد للذكور ونسبة تسجيل الوفيات من قيم a, b كالتالى :

$$\begin{aligned} \frac{k_1}{k_2} < 1 \quad k_2 = 1 & \longrightarrow \therefore k_1 = e^{a(t_2-t_1)} \quad \& \quad c = \frac{e^{a(t_2-t_1)}}{b} \\ \frac{k_1}{k_2} > 1 \quad k_1 = 1 & \longrightarrow \therefore k_2 = e^{-a(t_2-t_1)} \quad \& \quad c = \frac{e^{-a(t_2-t_1)}}{b} \end{aligned}$$

$$\text{حيث، } c: \text{نسبة شمول الوفيات} \quad , \quad \frac{k_1}{k_2} = e^{a(t_2-t_1)} \quad , \quad b = \frac{k_1 k_2}{c} \quad \& \quad a = \frac{\ln(k_1/k_2)}{t_2-t_1}$$

وقد قدرت $a_m = -0.002701$ & $b_m = 1.0294$ وبالتالي $\frac{k_1}{k_2} = 0.9733$ وبالتالي فإن تعداد 1996 به نقص عد بمقدار

2.67% بالمقارنة بتعداد 2006. ولكن في حالة أخذ تأثير الهجرة في الحسبان، واقتصار المدى العمري على (30-65) قدرت $a_m =$

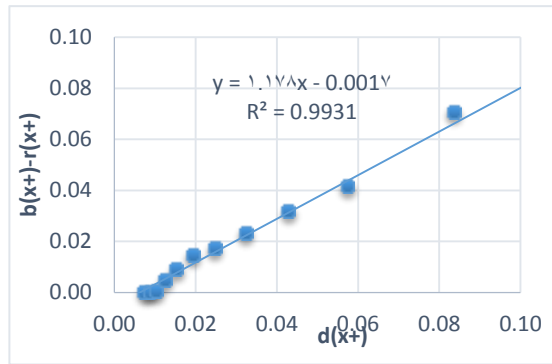
1.0407، $b_m = -0.005275$ ، $\frac{k_1}{k_2} = 0.9486$ ، وبذلك زاد مقدار نقص العد في تعداد 1996 مقارنة بتعداد 2006 فأصبح

5.14% لأن الهجرة للخارج كانت أعلى من الهجرة للداخل في الفترة بين التعدادين. وهي القيمة المطلوبة لتعديل مستوى التغطية

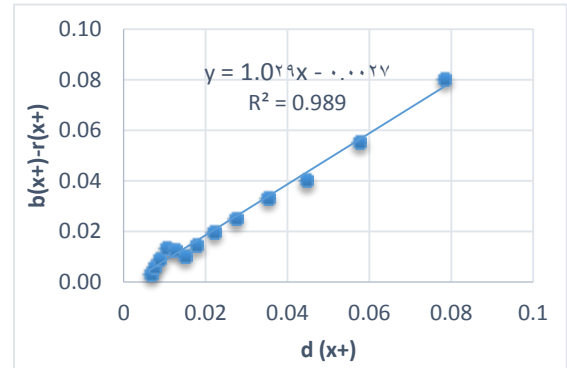
لتطبيق طريقة SEG

ويرسم قيم $b_f(x+) - r_f(x+)$ مقابل قيم $d_f(x+)$ شكل (9) واستخدام أسلوب الانحدار لتقدير نسبة تغطية التعداد، وقد قدرت $\frac{k_1}{k_2} = 0.9825$, $a_f = -0.001762$ & $b_f = 1.178621$ وبذلك فإن مقدار اختلاف مستوى التغطية بين التعدادين يساوي 1.75% وهي القيمة المطلوبة لتعديل مستوى تغطية التعداد لتطبيق طريقة SEG.

شكل رقم (9): تقدير مقدار اختلاف مستوى تغطية التعداد للإناث بين تعدادي (1996، 2006)



شكل رقم (8): تقدير مقدار اختلاف مستوى تغطية التعداد للذكور بين تعدادي (1996، 2006)



الخطوة الثانية: استخدام طريقة تناقص الفوج Synthetic Extinct Generations Method.

هذه الطريقة قدمها بينت عام 1981، 1984 لتقدير نسب شمول وفيات البالغين باستخدام بيانات تعدادين، والتوزيع العمري للوفيات بينهم مع الاعتماد على معدلات النمو التفصيلية للفترة بين التعدادين من أجل تحويل التوزيع العمري المشاهد للوفيات إلى التوزيع العمري المتوقع للوفيات في جداول الحياة، وتقدر نسبة شمول وفيات البالغين باستخدام العلاقة التالية:

$$\hat{C}(x) = \frac{\hat{N}(x)}{N(x)} = \frac{\int_x^\infty D^*(a) \exp\left[\int_x^a r(u) du\right] da}{N(x)} \quad (26)$$

وتتمثل البيانات المطلوبة في عدد السكان حسب النوع والعمر (فئات خمسية) في تعدادين، عدد الوفيات حسب النوع والعمر (فئات خمسية) خلال الفترة بين التعدادين.

ولضمان جودة البيانات المستخدمة المتمثلة في التركيب العمري والنوعي للسكان، تم اتباع التالي:

- تقدير مقدار التحيز في معدل النمو (دلتا، σ) حيث $\sigma = a$ وهي الثابت المقدّر بواسطة طريقة GGB. حيث $\sigma_m = -0.005275$ ، $\sigma_f = -0.001762$ باستخدام $\hat{\sigma}_x = \frac{\ln(5N_x(t_2)/5N_x(t_1))}{t_2 - t_1} + \sigma$ (27)

- الاعتماد على التركيب العمري المعدل من حيث المحتوى (تصحيح التركيب العمري والنوعى للسكان) لتعداد 1996، 2006 بواسطة طريقة سترونج (رجائي ،2002)(البكري ،2011) لكل من الذكور والإناث. عمود رقم (1) و (2) فى جدول (أ-5)، (أ-6).

وقد وُجد أن استخدام بيانات تعدادي 1996، 2006 المعدلة من حيث المحتوى بالإضافة إلى تقدير نسبة التغطية بين التعدادين لحساب نسب الشمول جعلها أكثر تناسقاً عبر الفئات العمرية المختلفة على عكس طريقة SEG. كما أن نسبة شمول وفيات الذكور عند استخدام طريقة Combined GGB-SEG لم تأخذ اتجاهًا لأعلى مثلما كانت وفقًا لطريقة SEG مرتفعة عند الأعمار الكبيرة +65؛ الذي رجع إلى نقص العد في الفئات العمرية الكبيرة، وليس بسبب الميل إلى تضخيم العمر عند الوفاة على عكس الإناث فمازالت نسب شمولها عند الأعمار الكبيرة مرتفعة بمقدار قليل بسبب الميل إلى تضخيم العمر عند الوفاة.

ولمحاولة تفادي تأثير أخطاء العمر لتحقيق مزيد من الدقة، تم حساب نسبة شمول بيانات الوفيات c كالتالي:

نسبة الشمول $c = 0.5$ (وسيط سلسلة قيم $c(x)$) $+ 0.25$ (الربع الأول لقيم $c(x)$) $+ 0.25$ (الربع الثالث لقيم $c(x)$) . وبذلك فإن نسبة شمول وفيات الذكور بلغت $c_m = 91.6\%$ بينما بلغت نسبة شمول الإناث $c_f = 92.3\%$

2-3 تعديل قصور تسجيل الوفيات في أقسام المهن المختلفة في ضوء المعطيات المتوافرة:

- تم استخدام دليل التصنيف المهني الصادر في يوليو (2005) الذي يتفق مع التصنيف الدولي الموحد للمهن (ISCO) لعام 1988 في ترميز المهن. وتتمثل الأقسام الرئيسية للمهن في:
 - 1- رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين.
 - 2- الإخصائون (أصحاب المهن العلمية).
 - 3- الفنيون ومساعدو الأخصائيين.
 - 4- القائمون بالأعمال الكتابية.
 - 5- العاملون في الخدمات ومحلات البيع.
 - 6- المزارعون وعمال الزراعة والعاملون بالصيد.
 - 7- الحرفيون.
 - 8- عمال تشغيل المصانع والماكينات وعمال التجميع.
 - 9- عمال المهن العادية.
 - 10- الأفراد الذين لا يمكن تصنيفهم طبقاً للمهنة.
- تدرج المستوى التعليمي للمشتغلين مع التدرج المهني من المهن الأعلى شأنًا إلى المهن الأقل، حيث يرتفع المستوى التعليمي (مؤهل جامعي فيما فوق) في مهن رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين والأخصائيين وأصحاب المهن العلمية، ثم يتدرج إلى تعليم متوسط وأقل من المتوسط في مهن الحرفيين وعمال تشغيل المصانع والماكينات ومجال الخدمات والبيع؛ بينما ترتفع نسبة الأمية بين المزارعين والمهن العادية.

- وفقًا لنشرة الوفيات الصادرة من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء لعام 2006 وُجد أن نسبة وفيات الذكور غير المبينة وفقًا للعمر في أقسام المهن المختلفة تتقارب في أغلب المهن لتصل إلى 1.87% في المزارعون وعمال الزراعة والصيد بينما تنخفض لتصل إلى 1.11% في مهنة القائمون بالأعمال الكتابية باستثناء مهنتي رجال التشريع وكبار المسؤولين ومهنة الأخصائيين التي تتميز بدقة بياناتهم، حيث نسبة غير مبين مساوية للصفر. وبالنسبة للإناث وُجد ارتفاع نسبة الوفيات غير المبينة وفقًا للعمر بدرجات متفاوتة في أقسام المهن المختلفة، لتصل إلى حدها الأعلى 5.66% في قسم المهن العادية بينما تنخفض لتصل إلى حدها

الأدنى 0.91% في مهنة مجال الخدمات ومحلات البيع، وذلك باستثناء مهنتي رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين ومهنة الأخصائيين التي تصل فيهم نسبة غير مبين إلى الصفر الأمر الذي يشير إلى دقة بياناتهم. في ضوء هذا المؤشر المتاح الذي أعطى إلى حد ما فكرة حول مدى دقة الادلاء ببيان العمر في بعض المهن؛ فارتفاع نسب غير مبين في بعض المهن مقارنة بالأخرى يثير الشكوك حول دقة بياناتها. لذا سوف نفترض دقة تسجيل بيانات الوفيات في مهنتي رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين ومهنة الأخصائيين، وسوف تُستخدم بياناتهم دون تعديل بافتراض ان نسبة الشمول 100%، بينما تعاني أقسام المهن الأخرى من قصور في التسجيل، وسوف يتم تصحيحها بنسب مختلفة وفقاً لتوزيعهم النسبي لفئة غير مبين في بيان العمر. جدول رقم (أ-7)، (أ-8).

3-3 أخطاء التوزيع العمري للوفيات والمشتغلين في أقسام المهن

تتعرض بيانات الوفيات لنوع آخر من الأخطاء بخلاف خطأ الشمول وهي الأخطاء المتعلقة بأعمار المتوفين. حيث تعدّ أخطاء العمر هي أبرز أخطاء المحتوى والتي تحدث بدرجات متفاوتة من مهنة لأخرى سواء في بيانات السكان أو الوفيات حسب تصنيف المهن أو النوع، فقد يميل المبلغ عن حالة الوفاة بتفضيل أعمار معينة مثل التي تبدأ بالصفر أو الخمسة أو الأعمار الفردية (Heaping) أو ربما يدلي بعمر غير دقيق من أجل تسهيل الإجراءات أو بشكل متعمد لتحقيق منافع معينة أو بصورة غير متعمدة ناتجة عن جهله بالعمر الحقيقي للمتوفى.

وقد لوحظ وجود ذبذبات في أعمار الوفيات وميلها إلى التراكم عند الأرقام التي تنتهي برقمي بصفر وخمسة، وبصفة خاصة كلما تقدم العمر عند رسم التوزيع العمري للوفيات في فئات عمرية احادية؛ الأمر الذي يشير إلى وجود نزعة عند المبلغ إلى تقريب أعمار المتوفى إلى أقرب خمس سنوات وبشكل أكبر بين الإناث. كما لوحظ أن تفضيل هذه الأعمار أشد وضوحاً وبشكل مبالغ فيه في أعمار السكان 15 سنة فأكثر في أقسام المهن المختلفة. ونظراً لعدم وجود توزيع عمري معياري يقيس دقة توزيع معدلات الوفيات العمرية أو التوزيع العمري لعدد السكان في أقسام المهن المختلفة، يمكن الاعتماد على بعض المقاييس الشائعة لتقييم بيانات الإدلاء العمري (الشلفاني، 1994). ومن هذه المقاييس التي تتناسب مع بيانات الوفيات أو السكان في أقسام المهن هو مقياس "ويبل" **Wipple's Index**، ويساعدنا على المقارنة بين المهن المختلفة حيث يلخص المعلومات في دليل واحد يقيس درجة تفضيل الأفراد للأعمار التي تبدأ برقمي الصفر والخمسة ويأخذ هذا المقياس الصيغة التالية

$$K = \frac{\sum_{x=23}^{60} P(5x)}{1/5 \sum_{x=23}^{62} Px}$$

حيث: Px : هي عدد السكان في العمر x ويعتمد في حسابه على فئات السن الأحادية (23- 62 سنة)، وتتراوح قيمة مقياس ويبل بين {100، 500}، ويشير الحد الأدنى إلى عدم تفضيل الأفراد مطلقاً للأعمار البائدة بالصفر والخمسة، بينما يمثل الحد الأعلى للمقياس التفضيل التام للأعمار التي تبدأ بالصفر والخمسة.

وقد أشارت قيم مقياس ويبيل المحسوبة من بيانات الوفيات أحادية العمر إلى عدم دقة بيانات الإدلاء العمري وتفضيل من جانب المبلغ للأعمار التي تبدأ بالرقم صفر أو خمسة بشكل أكبر بين الإناث عن الذكور؛ حيث بلغت قيمة المقياس 158.71 للإناث بينما بلغت 122.08 للذكور. وبالنسبة لبيانات الوفيات فى أقسام المهن المختلفة، يلاحظ أن معظم المهن فى كلا النوعين أكثر ميلا للحد الأدنى للمقياس، كما تتميز بعض المهن بدقة بيانات العمر مقارنة بالمهن الأخر وفقاً لمقياس ويبيل، حيث كانت أقل قيمة للمقياس فى مهنة القائمون بالأعمال الكتابية يليها مهنة العاملون فى الخدمات ومحلات البيع ومهنة الفنيون فى كلا النوعين. بينما كانت أعلى قيمة للمقياس فى بيانات الذكور والإناث من نصيب مهنة المزارعون عمال الزراعة. وبصفة عامة كانت قيمة مقياس ويبيل لأعمار الإناث أعلى فى معظم المهن عن نظيرتها للذكور مما يدل على أن بيانات وفيات الذكور أكثر دقة من الإناث، ولا يوجد تفسير لذلك لأنه يتوقف على المبلغ عن حالة الوفاة.

جدول رقم (1): قيم مقياس ويبيل لقياس التراكم العمري لبيانات الوفيات والمشتغلين فى أقسام المهن المختلفة				
المهنة	الوفيات		السكان	
	الذكور	الإناث	الذكور	الإناث
رجال التشريع	123.91	126.11	156.68	161.09
الأخصائيون	120.06	123.83	155.27	164.09
الفنيون	111.02	121.8	159.39	172.97
القائمون بالأعمال الكتابية	102.63	101.1	156.01	165.88
الخدمات والبيع	108.99	106.58	175.18	209.89
عمال الزراعة والصيد	126.23	141.66	210.18	259.5
الحرفيون	123.91	129.8	176.17	217.38
عمال تشغيل المصانع	120.11	155.4	174.85	178.17

بينما اتسم الإدلاء العمري للسكان بمستوى دقة أقل، حيث ارتفعت قيم مقياس ويبيل فى جميع أقسام المهن بوضوح مشيرة إلى شدة تفضيل الأعمار التي تبدأ بالرقم صفر أو خمسة خاصة بين العاملين فى مهنة المزارعون وعمال الزراعة والصيد. وكانت دقة اعمار الإناث فى المهن المختلفة أقل من الذكور. تؤثر هذه الأخطاء على دقة توزيع معدلات الوفيات العمرية فى أقسام المهن المختلفة. وتسمح حزمة أنظمة السكان **Population Analysis System (PAS)** باستخدام **AGESMIH Module**؛ بتمهيد بيانات التوزيع العمري باستخدام المتوسط المتحرك (**Moving Average**) للواريتمات للتخلص من تضخيم العمر عند الوفاة الذى يظهر بصورة واضحة فى الفئات العمرية الخمسية⁷ فى أقسام المهن المختلفة. حيث تم اضافة نسبة قصور التسجيل المقدرة لكل من الوفيات تحت فرض ثبات النسبة لجميع الفئات العمرية +10 ثم تمهيد المعدلات العمرية باستخدام المتوسط المتحرك للواريتم المعدلات المسجلة لعدد ثلاثة قيم متتالية بدءاً من الفئة العمرية (-15)، مع الحفاظ على العدد الكلى للوفيات بدءاً من العمر 15 دون تغيير

⁷ استخدمت المنهجية التالية فى حساب المعدلات العمرية الممهدة $5m$:

- 1- حساب لوغاريتم المعدلات العمرية لكل نوع
- 2- حساب الوسط الحسابي لكل ثلاثة لوغاريتمات متتالية
- 3- حساب العدد المقابل للواريتم
- 4- ضرب العدد المقابل للواريتم فى العدد المناظر للسكان لكى نحسب عدد حالات الوفاة لكل عمر.
- 5- جمع عدد الوفيات المحسوب فى فئة العمر (15-74) ومقارنته بعدد الوفيات المسجل فى فئة العمر (15-74)
- 6- حساب نسبة عدد الوفيات المسجلة الى عدد الوفيات المحسوب فى فئة العمر (15-74).

تعديل المعدلات المحسوبة فى الخطوة 3 بضربها فى النسب المحسوبة فى الخطوة

4- جداول الحياة حسب أقسام المهن الرئيسية

وبتعريف دوال جداول الحياة حسب المهن مع العلم أن الفئات العمرية تبدأ من (15-19) وتنتهى عند الفئة (75+).

1- $n m_x^{OC(i)}$: وهي معدل الوفاة السنوي للأفراد المشتغلين في مهنة معينة خلال الفئة العمرية $(x, x+n)$ ، وإذا رمزنا لعدد الوفيات بين أعضاء مهنة معينة $OC(i)$ بالرمز $n D_x^{OC(i)}$ ولعدد السكان المزاولين للمهنة نفسها في منتصف العام بالرمز $n P_x^{OC(i)}$ فإن معدل الوفاة المهني يساوي:

$$n m_x^{OC(i)} = \frac{n D_x^{OC(i)}}{n P_x^{OC(i)}} \quad \text{حيث } i = 1, \dots, 9, \text{ وهي أقسام المهن المختلفة.}$$

2- $n q_x^{OC(i)}$: تمثل احتمال الوفاة بين الأفراد المشتغلين الذين يبلغون العمر المضبوط x وقبل أن يبلغوا العمر المضبوط $x+n$ في مهنة معينة $OC(i)$. والتي تفترض أن الوفيات تحدث بانتظام خلال العام.

$$n q_x^{OC(i)} = \frac{n m_x^{OC(i)}}{1 + \frac{n}{2} m_x^{OC(i)}}$$

3- $l_x^{OC(i)}$: عدد المفردات في مهنة معينة اللاتي يتيمن العمر المضبوط x ، عدد الباقيين على قيد الحياة عند العمر المضبوط x من بين فوج من الأفراد المشتغلين في مهنة معينة $OC(i)$.

$$l_{x+n}^{OC(i)} = l_x^{OC(i)} (1 - n q_x^{OC(i)})$$

4- $n d_x^{OC(i)}$: تعبر عن عدد الأفراد المشتغلين في مهنة معينة $OC(i)$ الذين توفوا بين تمام العمر x وقبل أن يبلغوا العمر $x+n$ خلال سنة

$$n d_x^{OC(i)} = l_x^{OC(i)} - l_{x+n}^{OC(i)}$$

5- $n L_x^{OC(i)}$: عدد سكان المجتمع الساكن (جدول الحياة) المشتغلين بمهنة معينة $OC(i)$ في الفئة العمرية $(x, x+n)$

(n) ، فهي تمثل عدد السنوات المعاشة خلال الفئة العمرية $(x, x+n)$ في مجتمع جدول الحياة للمشتغلين بالمهنة

$$n L_x^{OC(i)} = \frac{n}{2} (l_x^{OC(i)} + l_{x+n}^{OC(i)}) \quad OC(i)$$

الفئة العمرية الأخيرة (الفئة المفتوحة) يمكن حساب l_{x+} كما يلي:

$$n L_x^{OC(i)} = \frac{d_{x+}^{OC(i)}}{m_{x+}^{OC(i)}} = \frac{l(x)}{m_{x+}^{OC(i)}} \quad (\text{preston et al, 2001})$$

6- $T_x^{OC(i)}$: إجمالي عدد السنوات المعاشة بعد العمر المضبوط x للمشتغلين في مهنة معينة $OC(i)$ أو عدد الأفراد

$$T_x^{OC(i)} = \sum_{i=x}^{\omega} n L_x^{OC(i)} \quad \text{المشتغلين في مهنة معينة الذين عمرهم } x \text{ " سنة فأكثر.}$$

7- $e_x^{OC(i)}$: توقع البقاء على قيد الحياة عند العمر x للمشتغلين في مهنة معينة $OC(i)$. $e_x^{OC(i)} = \frac{T_x^{OC(i)}}{l_x^{OC(i)}}$

e_x^* تمثل الفرق بين توقع البقاء على قيد الحياة للفرد المشتغل في مهنة معينة $OC(i)$ عند العمر x وتوقع الحياة للفرد في المجتمع، وهي مؤشر مهم يوضح مدى اختلاف تأثير المهنة السلبي أو الإيجابي على توقع الحياة للفرد في المجتمع.

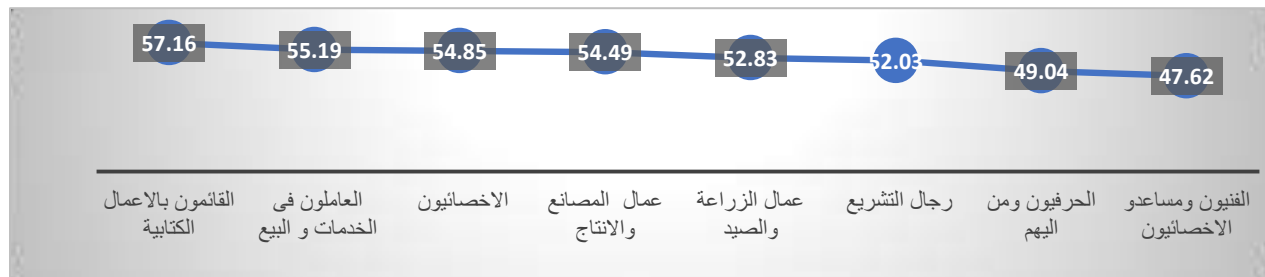
$$e_x^* = e_x^{OC(i)} - e_x$$

4-1 جداول الحياة حسب المهن للذكور

لكل مهنة تأثيرها على العاملين بصرف النظر عن موقعها في التدرج المهني من المهن الأعلى مهارة إلى المهن الأقل مهارة. فعلى سبيل المثال، تتسبب مهنتا الأخصائيين ورجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين في إصابة العاملين بضغط نفسية على الرغم من عدم تعرضهم للمخاطر البيئية والجسدية والكيميائية والبيولوجية التي تسببها مهن أخرى مثل مهنة الحرفيين (Rosenstock & Cullen 2005). فمن المفيد استخدام محيط العمل لمعرفة معلومات عن الحالة الصحية للأفراد ومن هم في حاجة إلى رعاية صحية ودراسة للأمراض المتعلقة بهم، من أجل توجيه الجهد نحو المهن المستحقة في صورة خدمات صحية وتأمينية واجتماعية (Moriyama , 1984) .

وقد عكست جداول الحياة للذكور في أقسام المهن المختلفة تبايناً في متوسط عدد سنوات البقاء على قيد الحياة للأفراد المشتغلين داخل مهنة معينة عند العمر 15. حيث يرتفع توقع البقاء على قيد الحياة في مهنة القائمين بالأعمال الكتابية مقارنة بالمهن الأخرى ليلبلغ 57.16 عام يليها مهنة الخدمات ومحلات البيع ومهنة الأخصائيين (أصحاب المهن العلمية) التي وصل فيها إلى 55.02 عام، 54.8 عام على التوالي. بينما تميزت مهنة الفنيون ومساعدو الأخصائيين ومهنة الحرفيين ومن إليهم بانخفاض ملحوظ في توقع الحياة ليلبلغ 47.62، 48.91 سنة بفارق نحو 9.54، 8.25 سنوات على التوالي مقارنة بمهنة القائمين بالأعمال الكتابية الأمر الذي يشير إلى تباين تأثير المهن على حياة ممارسيها والمشتغلين بها متسببة في تفاوت ملحوظ في توقع البقاء حسب المهن المختلفة. جدول رقم (ب-1): جدول رقم (ب-8)

شكل رقم(10): متوسط سنوات البقاء $e_{15}^{OC(i)}$ بين المشتغلين في أقسام المهن المختلفة للذكور



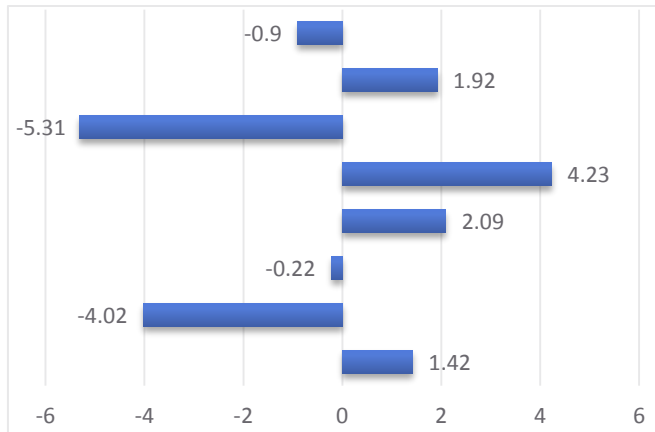
بالنظر إلى النتائج نجد أن عمال المصانع والإنتاج أعلى توقع للحياة من رجال التشريع وعمال الزراعة على الرغم من كونها مهنة أكثر خطورة على العاملين بها، ولم يظهر ذلك في صورة انخفاض في توقع الحياة، إنما قد تظهر خطورتها بوضوح في معدلات الإصابة التي تؤثر على عدد سنوات الحياة المعاشة بصحة جيدة، حيث توضح النشرة السنوية لإحصاءات إصابة العمل لعام 2007، أن العمل في تشغيل المصانع والماكينات أكثر خطورة من القيام بالأعمال الكتابية. فقد كان أعلى معدل إصابة وفقاً للمهن 441.3 حالة لكل 100000 عامل بين عمال تشغيل المصانع ومشغلي الماكينات؛ بينما كان أقل معدل إصابة في مهنة عمال الزراعة والصيد 5.36 حالة فقط.

توجد فروق جوهرية بين المهن في ظروف العمل والبيئة المحيطة التي قد تعزز أو تهدد الحالة الصحية للعاملين، فالمهن لها ترتيب تدريجي من الأعلى (المهن ذات المهارة، المستوى التعليمي المرتفع) إلى المهن الأقل (العمالة غير الماهرة)، وتتماشى ظروف العمل مع هذا النمط التدريجي. فكلما انخفض ترتيب المهنة قلت الحماية القانونية للعاملين أو الالتزام بتوفير بيئة مناسبة وأمانة للعمل) ولكن هذا لا ينكر دور المهنة وخطورتها في التأثير على حياة العاملين بها؛ فعلى الرغم من ارتفاع المستوى التعليمي والمهارى لمهنة الفنيون ومساعدو الأخصائيين مقارنة بمهنة الحرفيين، حيث ينتمون لطبقات اجتماعية مختلفة، إلا أنهم حققوا مستويات متقاربة في توقع الحياة بفارق نحو 1.3 فقط لصالح مهنة الحرفيين. لذا لابد من إضافة بعد خطورة المهنة إلى الأبعاد المحددة لصحة الأفراد المشتغلين في المهن المختلفة، حيث ترتبط بعض المهن بمخاطر كيميائية وبيولوجية، مثل: العمل بالمناجم فى مهنة الحرفيين (Wood & Syamlal , 2008) (Yano & Lan , 2001).

ويلاحظ أيضاً تقارب توقع الحياة بين المزارعون وعمال الزراعة والعاملون بالصيد ورجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين بفارق نحو نصف العام لصالح المزارعون وعمال الزراعة والعاملون بالصيد ، ولكن عند النظر بشكل أكثر تفصيلاً للنتائج على مستوى الفئات العمرية المختلفة، وجد أن عدد الباقين على قيد الحياة في الفئات العمرية الشابة أعلى في مهنة رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين مقارنة بمهنة الزراعة، ثم انتقلت هذه الميزة لمهنة المزارعون وعمال الزراعة والعاملون بالصيد عند الفئات العمرية الكبيرة الأمر الذي يعكس أن المستوى الاجتماعي والاقتصادي المرتفع قد ينجح في تقليل عدد الوفيات في الفئات العمرية الشابة، ولكن على المدى الطويل يعد أسلوب الحياة للمزارعين صحياً أكثر (Tietze, 1943) أو ربما بسبب الإدلاء بأعمار أكبر للمزارعين.

وعند حساب عدد سنوات الحياة المكتسبة أو المفقودة نتيجة مزاوله مهنة معينة، وذلك عن طريق مقارنة توقع الحياة فى المهن المختلفة بتوقع الحياة عند العمر 15 سنة من جدول الحياة لمصر لعام 2006 (السعدني، 2016) ، وتوضح النتائج أن توقع الحياة للمشتغلين بمهنة الفنيون ومساعدو الأخصائيين يقل عن توقع الحياة بـ 5.31 سنة على عكس توقع الحياة للقائمين بالأعمال الكتابية التي يزيد عليه بنحو 4.23 سنة، بينما تقاربت قيم توقع الحياة في مهنة رجال التشريع وكبار المسؤولين ومهنة المزارعون وعمال الزراعة والصيد مع توقع الحياة العام، حيث بلغوا 52.03 ، 52.71 سنة كما انخفض توقع الحياة في مهنة الحرفيين بنحو 4.5 سنوات مقارنة بتوقع الحياة العام ؛ فتسبب المهنة للعاملين بها العديد من المخاطر الصحية، مثل: أمراض الجهاز التنفسي (Rosenstock & Cullen , 2005) (Donoghue, 2004) وقد أخذت عدد سنوات الحياة المكتسبة (المفقودة) في المهن المختلفة اتجاهاً تناقصياً مع التقدم في العمر.

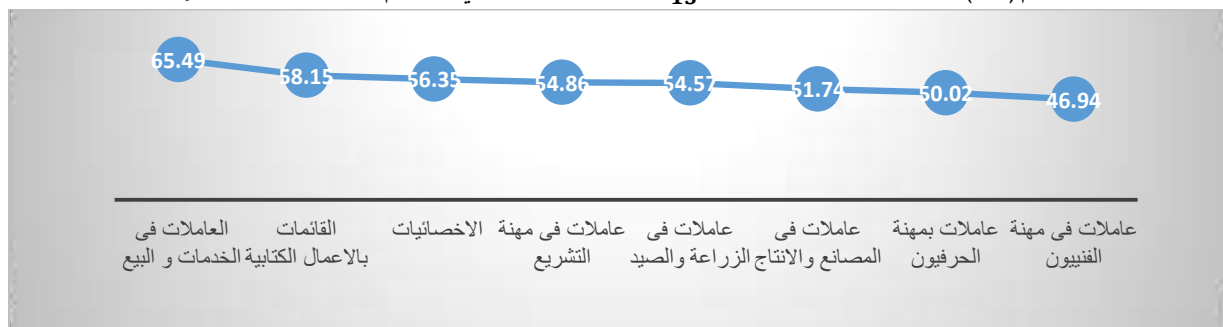
شكل رقم (11) سنوات الحياة المكتسبة والمفقودة فى أقسام المهن المختلفة للذكور



2-4 جداول الحياة حسب المهن للإناث

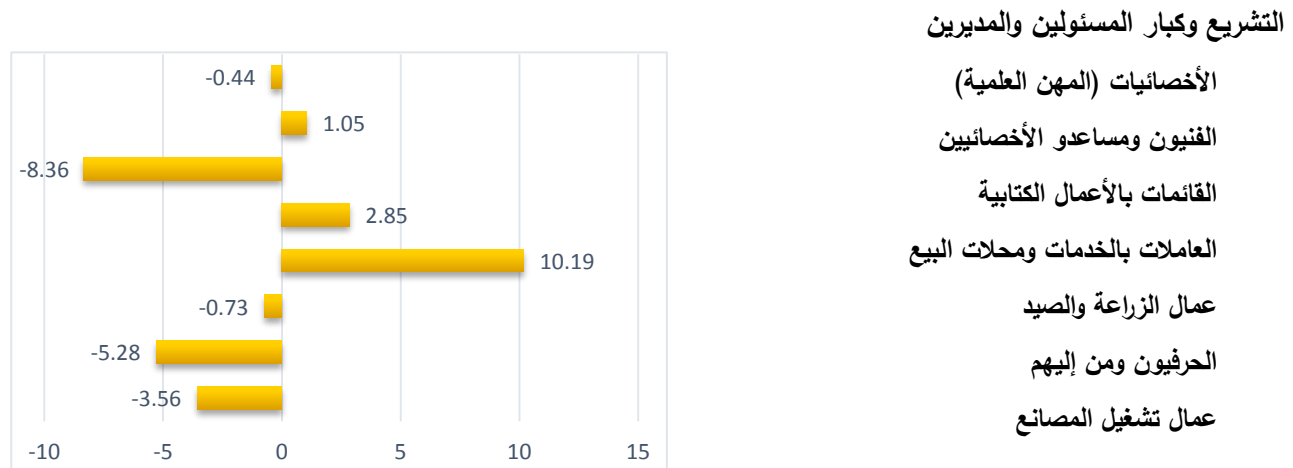
عكست جداول الحياة حسب المهن للإناث مستوى مختلفاً للوفاء عبر أقسام المهن المختلفة مقارنة بالذكور، حيث ارتفع توقع الحياة للإناث في معظم المهن عن توقع الحياة للذكور، وحظت مهنة الخدمات ومحلات البيع بأعلى توقع للحياة عبر المهن المختلفة للإناث حيث بلغ 65.49 عام يليها مهنة القائمون بالأعمال الكتابية بتوقع حياة 58.15 عام ثم مهنة الأخصائيين التي بلغ توقع البقاء على قيد الحياة فيها 56.35 سنة (شكل رقم 13). بينما جاءت مهن عمال المصانع، الحرفيين والفنيون ومساعدو الأخصائيين في مؤخرة الترتيب بتوقع حياة 51.74 عام، 50.05 عام، 46.94 عام بالترتيب على التوالي. جدول رقم (ب-9) : جدول رقم (ب-16)

شكل رقم (13) متوسط سنوات البقاء $e_{15}^{OC(i)}$ بين المشتغلين فى أقسام المهن المختلفة للإناث



وعند مقارنة توقع البقاء على قيد الحياة للإناث فى المهن المختلفة بتوقع الحياة عند العمر للمجتمع ككل 15 (السعدني، 2016) وُجد أن عدد سنوات الحياة المكتسبة تصل إلى 2.85 سنة للعاملين في مهنة القائمون بالأعمال الكتابية وتزداد لتصل إلى 10.19 سنة للعاملين في مجال الخدمات والبيع، بينما تبلغ السنوات المفقودة في مهنة الفنيون نحو 8.36 سنة وفي مهنة الحرفيون نحو 5.28 سنة مقارنة بتوقع الحياة للإناث e_{15} . شكل رقم (14)

شكل رقم (14): سنوات الحياة المكتسبة والمفقودة في أقسام المهن المختلفة للإناث

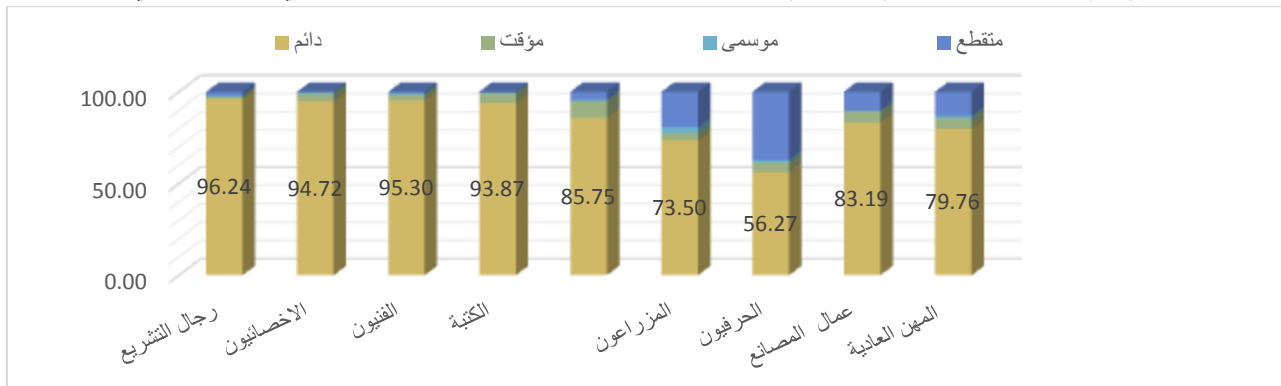


وباعتبار هذه الجداول المحاولة الأولى لإنشاء جداول الحياة حسب المهن، لذا عند الاعتماد على نتائجها يجب الاحتياط في ضوء العوامل التالية:

- قد توجد بعض التحديات بسبب المشاكل المتعلقة بدقة تسجيل المهن في شهادة الوفاة، ولكن هناك ميزة تقلل من هذه الأخطاء وهي أن المهن يتم دمجها في أقسام رئيسية⁸.
- قد تؤثر حالة الاستقرار في العمل على قيم توقع الحياة المقدرة . فلكي تكون على درجة مقبولة من المصادقية يفضل أن تكون درجة الاستقرار في العمل مرتفعة حتى تتضح الفروق بين المهن، وطبقاً لتوزيع المشتغلين ووفقاً للأقسام الرئيسية للمهن وحالة الاستقرار في العمل الحالي (دائم، مؤقت، موسمي، متقطع) من النشرة السنوية لبحث العمالة بالعينة لعام 2006 شكل رقم (15)، وُجد أن العمل يعد دائماً بنسبة أكبر من 90% في مهنة رجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين ومهنة الأخصائيين ومهنة الفنيون ومساعدو الأخصائيين ومهنة القائمون بالأعمال الكتابية، الأمر الذي يعزز دقة نتائج المهن الأربع الأولى، بينما يعدّ عملاً مؤقتاً بنسبة 10% في مهنة مجال الخدمات ومحلات البيع ودائماً بنسبة 86%، وعملاً متقطعاً بنسبة 37% في مهنة الحرفيين بينما يعدّ دائماً بنسبة 56%.

يوجد تسعة أقسام رئيسية للمهن يحتوي كل منها على 27 قسماً فرعياً، وينقسم كل قسم فرعي منها إلى 16 باباً، وينقسم كل باب إلى 399⁸ فصلاً بحيث يشمل الدليل 2966 مهنة. فقسم رجال التشريع وكبار المسؤولين يشمل 373 مهنة، وقسم الأخصائيين وأصحاب المهن العلمية يشمل 544 مهنة، وقسم الفنيون ومساعدو الأخصائيين يشمل 549 مهنة، وقسم الكتبة يشمل 103 مهنة، وقسم العاملين في مجال الخدمات ومحلات البيع يشمل 195 مهنة، وقسم المزارعين يشمل 160 مهنة، وقسم الحرفيين يشمل 665 مهنة، وقسم عمال تشغيل المصانع يشمل 717 مهنة، وقسم عمال المهن العادية يشمل 137 مهنة.

شكل رقم (15) توزيع المشتغلين (12-64) طبقاً للأقسام الرئيسية للمهن وحالة الاستقرار فى العمل الحالي



المصدر: النشرة السنوية لبحث العمالة بالعينة لعام 2006.

- تؤثر البيانات المستخدمة على توقع الحياة المقدر حسب المهن في اتجاهين:

الاتجاه الأول: الوفيات المسجلة عند الأعمار المتقدمة بين الأفراد المشتغلين قد تشمل بعض الأفراد المتقاعدين، حيث قد يصنف بعض الأفراد المتقاعدين على أنهم مشتغلين عند الوفاة في مهنتهم السابقة إذا كانت مهنته مذكورة في البطاقة. وقد تحدث هذه المشكلة بين من كانوا يعملون في القطاع الحكومي والقطاع العام والأعمال حيث ينطبق على المشتغلين قانون التقاعد عند بلوغهم 60 عام ولا ينطبق ذلك على العاملين في القطاع الخاص. وفي حالة عدم القدرة على تحديد مهنة المتوفى يتم تسجيله غير ملتحق في بيانات الوفيات وليست لدينا المعلومات التي تمكننا من تقدير حجم هذا الخطأ؛ مما يسبب انخفاض قيم توقع الحياة المقدرة. إلا أنه يمكننا القول بأنه خطأ ضئيل الحجم ويمكن إهماله، حيث تصل نسبة العاملين في القطاع الحكومي والقطاع العام والأعمال إلى 27.11%. ولمحاولة التغلب على ذلك تم الاعتماد على بيانات الأفراد المشتغلين والذين سبق لهم العمل من بيانات التعداد حتى يتوافق كل من السبط والمقام لحساب معدلات الوفاة حسب المهنة.

الاتجاه الثاني: ارتفاع نسب قصور تسجيل وفيات المهن الأخيرة (الأقل مهارة) الأمر الذي قد يسبب ارتفاعاً في قيم توقع الحياة المقدرة لهم. ولكن تتميز الأقسام الأربعة الأولى من أقسام المهن (رجال التشريع، الأخصائيون، الفنيون ومساعدو الأخصائيين، القائمون بالأعمال الكتابية) بارتفاع المستوى التعليمي والاقتصادي لهم بالإضافة إلى أهمية تسجيل وفياتهم للحصول على بعض المنافع، مثل: التأمين والمعاش وغير ذلك، الذي ربما يشير إلى صحة معدلات وفياتهم بشكل أفضل من باقي المهن، ولذا يمكن اعتبار نتائجهم على مستوى جيد من الدقة كما تعد جداول الحياة حسب المهن للذكور أكثر ثقة من الإناث لأن تصنيف المهن أكثر تحديداً للذكور.

- على الرغم من انخفاض المستوى الاجتماعي والاقتصادي للعاملين في مهنة الخدمات ومحلات البيع وُجد ارتفاع ملحوظ في توقع الحياة للإناث في مهنة الخدمات ومحلات البيع ليصل إلى 65.49 سنة بفرق يصل إلى 7.34 سنة مقارنة بمهنة

القائمت بالأمال الكتابية اللى جاءت فى الترتيب الثانى لقيم توقع الحياة فى المهن المختلفة ويفرق يصل إلى 10.5 سنة مقارنة بتوقع الحياة للذكور فى المهنة نفسها، وأيضاً بفرق يصل 10.19 سنة مقارنة بالتوقع العام للإناث فى جدول الحياة، ويرجع ذلك إلى قصور تسجيل وفيات الإناث فى هذه المهنة فلا يفضل المبلغ عن حالة الوفاة بذكر هذه المهنة على عكس المهن الأخرى مثل القائمون بالأمال الكتابية ، وربما يرجع ذلك إلى طبيعة المهنة أو عوامل أخرى؛ حيث تؤدي خصائص المهنة ومتطلباتها الجسدية والنفسية دوراً محدداً وسيطاً فى العلاقة بين الحالة الاجتماعية والاقتصادية للفرد وحالته الصحية. حيث تبين أثناء دراسة النتائج الصحية⁹ فى ضوء التدرج المهني (المهن الأعلى شأنًا إلى الأقل شأنًا) أن الأفراد الأقل تعليمًا والأقل أجرًا وفى مستوى منخفض من ذوى المكانة تتطلب منهم قدرًا مرتفعًا من المجهود الجسدي والنفسى وبالتالي لديهم نتائج صحية غير جيدة (Hoonakker et al, 2004). وفى الوقت ذاته اتضح أن الضغط المهني وبيئة العمل له تأثير أيضًا على صحة العاملين بطريقة إيجابية أو سلبية (Carayon and Smith 2000)، ولذا يُوصى لإيضاح تأثير المهنة بشكل أعمق، دراسة تأثيرها على الإصابة بأمراض معينة، وترجمة ذلك فى مقياس توقع الحياة فى صحة جيدة، لأنها قد تتسبب فى الإصابة بأمراض معينة قد لا تؤدي إلى الوفاة بل تؤثر على عدد سنوات الحياة المعاشة بصحة جيدة.

الخلاصة

- عكست جداول الحياة للذكور فى أقسام المهن المختلفة تباينًا فى توقع الحياة ، حيث ارتفع توقع البقاء على قيد الحياة عند العمر 15 فى مهنة القائمين بالأمال الكتابية مقارنةً بالمهن الأخرى ليلغ 57.16 عام يليها مهنة الخدمات ومحلات البيع ومهنة الأخصائيين (أصحاب المهن العلمية) التى وصل فيها إلى 55.02 عام، 54.82 عام على التوالي. ويُلاحظ أيضًا تقارب توقع الحياة بين المزارعون وعمال الزراعة والعاملون بالصيد (52.83 عام) ورجال التشريع وكبار المسؤولين والمديرين(52.03 عام) بفارق نحو نصف العام لصالح المزارعون والعاملون بالصيد، بينما تميزت مهنة الفنيون ومساعدو الأخصائيين ومهنة الحرفيين ومن إليهم بانخفاض ملحوظ فى توقع الحياة ليلغ 47.62، 48.91 سنة بفارق نحو 9.54 ، 8.25 سنوات على التوالي مقارنةً بمهنة القائمين بالأمال الكتابية الأمر الذى يشير إلى تباين تأثير المهن على حياة ممارسيها والمشتغلين بها متسببة فى تفاوت ملحوظ فى توقع البقاء على قيد الحياة فى المهن المختلفة.
- بينما عكست جداول الحياة حسب المهن للإناث مستوى مختلفًا للوفاة عبر أقسام المهن المختلفة مقارنة بالذكور، حيث ارتفع توقع الحياة للإناث فى معظم المهن عن توقع الحياة للذكور، وحظت مهنة الخدمات ومحلات البيع بأعلى توقع للحياة عبر المهن المختلفة للإناث حيث بلغ 65.49 عام يليها مهنة القائمون بالأمال الكتابية بتوقع حياة 58.15 عام ثم مهنة الأخصائيين التى بلغ توقع البقاء على قيد الحياة فيها 56.35 سنة. بينما جاءت مهن عمال المصانع، الحرفيين والفنيون ومساعدو الأخصائيين فى مؤخرة الترتيب بتوقع حياة 51.74 عام، 50.05 عام، 46.94 عام بالترتيب على التوالي.

(لدراسة العلاقة بين خصائص المهنة الجسدية والنفسية للعاملين بأجر وبين ثلاثة نتائج WLS)Wisconsin Longitudinal Study وقد استخدمت الدراسة بيانات مسح⁹ صحية مهمة، هى (المستوى العام للصحة حسب تقييم العامل، أمراض القلب والشرابين، أمراض العظام وتم بناء دليل لخصائص المهنة الجسدية من خلال السؤال عن: المجهود البدني ، عدد ساعات العمل، التعرض لبيئة عمل غير آمنة، التعرض لمخاطر المواد الكيميائية) بينما لخصائص المهنة النفسية تم السؤال عن: (الضغط النفسي، مستوى التركيز، ضيق الوقت، التحفيز والعقاب).

التوصيات

- 1- لابد من العمل على تحسين دقة بيانات الإحصاءات الحيوية لرفع كفاءة التقديرات والمؤشرات الديموجرافية المعتمدة عليها، ويمكن ذلك من خلال جمع بيانات إضافية (Supplementary Vital Statistics) من خلال مسح بالعينة يعكس دقة البيانات المسجلة ومدى شمول تسجيلها خاصة لوفيات البالغين.
- 2- إضافة الرقم القومي للمتوفى فى شهادة الوفاة الأمر الذي سوف يقلل من اخطاء الإدلاء العمري بدرجة ملحوظة.
- 3- محاولة معالجة أخطاء الإدلاء بالمهن وتكويدها وتصنيفها وتحديد ما إذا كان المتوفى كان يعمل بها قبل الوفاة أو سبق له العمل بها خاصة فى حالة الوفاة فى الأعمار المتقدمة وتحديد مدى استقراره بالعمل.
- 4- محاولة تطوير شهادة الوفاة من خلال جمع بيانات أساسية أخرى متمثلة فى إدراج الحالة التعليمية للمتوفى من أجل دراسة العلاقة بين المهنة والتعرض لخطر الوفاة فى ضوء تثبيت العوامل الأخرى.
- 5- توجيه الدعم الصحي والمالي للمهن التي تعاني من انخفاض فى توقع البقاء على قيد الحياة والتي تتمثل فى مهنتي الحرفيون والفنيون ومساعدو الاختصاصيون ، فقد حظوا باقل توقع للحياة لكل من النوعين مع محاولة الوقوف على أسباب انخفاض توقع الحياة لهم.

المراجع

المراجع العربية :

- أبو بكر، مصطفى (2011) " تقييم بيانات العمر والنوع لتعداد عام 2006 " رسالة ماجستير ، معهد الدراسات والبحوث الإحصائية، جامعة القاهرة.
- السعدني "سمية" وعبد الرحمن "سوزان" (2016) " بناء جدول الحياة حسب النوع في مصر لعام 2006 " المؤتمر الدولي السنوي الثامن والعشرون للإحصاء والنمذجة في العلوم الاجتماعية والإنسانية، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة القاهرة.
- الشلقاني، مصطفى (1994) " طرق التحليل الديموجرافى " الفصل السادس (تقييم البيانات السكانية) ص 383- 441، الطبعة الثانية ، جامعة الكويت.
- رجائي، أشرف (2002) " تقييم بيانات العمر والنوع وتقدير بعض المعلمات الديموجرافية لتعداد 1996 " رسالة ماجستير، معهد الدراسات والبحوث الإحصائية، جامعة القاهرة .

المراجع الاجنبية :

- Bennett, N. G. and Horiuchi, S. (1981), " Estimating the Completeness of Death Registration in a closed Population , " *Population Index* , 47 , 207-221.

- Bennett, N. G. and Horiuchi, S. (1984), " Mortality Estimating from Registered Deaths in Less Developed Countries ," *Demography* , 21 , 217-233.
- Bidulescu, A. , Rose, K. and Wolf, S. (2007), "Occupation Recorded on Certificates of Death Compared with Self-reported: the Atherosclerosis Risk in Communities (ARIC)s Study," *BMC Puplic Health* : <http://www.biomedcentral.com>.
- Burgard, S. A. and Lin, k. (2013), " Bad Jobs Bad Health ? How Work and Working Conditions Contribute to Health Disparities , " *National Insitute of Health Am Behav Sci* 57(8).
- Donodhue, A.M. (2004), "Occupational Health Hazards in Mining :An overview ," *Occupational Medicine* , 54 , 283-289.
- Dorrington, R. ,Timaeus, I. M. and Moultrie,T. A. (2008), "Death Distribution Methods for Estimating Adult Mortality : Sensitivity with Simulated Data Error ," Extended Abstract, Center for Actuarial research, University of Cape Town.
- Fox, J. and Adelsteinm, A. M. (1978), "Occupational Mortality:Work or Way of Life? , " *Journal of Epidemiology and community* ,73-78.
- Gizlice, Z. and Buescher, P. (1999), " Using Death Certification to Target Occupation Groups For Health Promotion and Disease Screening in North Carolina ," *State Center for Health Statistics*, [http:// www.schs.state.nc.us/SCHS/](http://www.schs.state.nc.us/SCHS/) , N.117.
- Hill, K . (2001), " Methods for Measuring Adult Mortality in Developing Countries : A Comparative Review ," *The Global Burden of Disease 2000 in Aging Population Research Paper* NO.01.13 , 13 , 281-300.
 - Hill, K. (2003) ,"Adult Mortality in The Developing World ; What We know And How We Know it ," *Workshop on HIV/AIDS and Adult Population Division United Nation*.
 - Hill, K. and Choi, Y. (2005), "Unconventional Approaches to Mortality Estimation," *Demography*, 13 , 281-300.
 - Hill, k and Choi, Y. (2009), "Death Distribution Methods for Estimating Adult Mortality : Sensitivity Analysis with Simulated Data Error , " *Demographic Research* , 21 , 235-254.
 - Hoonakker, P. ,Warren, J. R., and Carayonm, P. (2004), "Jop Characteristics as Mediators in SES-Health Relationships," *Social Science &Medicine* , 59 , 1367-1378.
 - Iro, M. (1976), "The Main Features of a Working Life Table of the Female Labour Force in Nigeria ," *Journal of the Royal Statistical Society* , 139, 258-264.

- Levy, H. and Deleire,T. (2001),"Gender Occupation Choice and The Risk of Death at Work National Bureau of Economic Research , " Working Paper 8574.
- Martin, L.G.(1980), "A Modification for Use in Destabilized Population of Brass's Technique for Estimating Completeness of Death Registration , " *Population Studies* , 34 (2) , 381-395.
- Metwally, S., (2014),"Impact of Internal Migration on Poverty in Egypt" Ph.d Dissertation. ISSR.Cairo University.
- Moultrie, T. and Dorrington, R. (2013), "Tools For Demographic Estimation ,".Paris: international Union for Scientific Study of Population .demographicestimation.iussp.org
- Murray, C.J. , Ahmed, O.B. and Lopez , A.D. (2000), " WHO System of Model Life Tables , "World Health Organization GPE Discussion Paper Series N.8.
- Rosenstock, L., Cullen, M. R. and Fingerhut, M. (2005), "Advancing worker health and safety in the developing World," *Journal of occupational and environmental medicine* ,47 ,132-136.
- Seifert, H. E. (1935),"Life Tables for Chinese Farmers," *Milbank Memorial Fund Quarterly* ,13(3) , 232-236.
- Tietze, C. (1943), "Life Tables for Social Classes in England , " *The Milbank Memorial Fund Quarterly* , 21(2) , 182-187.
- Timaeus, J. M . (1991), "Measurement of Adult Mortality in Less Developed Countries :A Comparative Review , " *Population Index* , 57, 552-568
- Treas, J. (1977), "A Life Table for Postwar Senate Careers: A Research Note,"Oxford University Press Social Forces , 56 (1) , 202-207.
- United Nations.(2002) "Methods for Estimating Adult Mortality," .Population division .Department of Economic and Social Affairs of the United Nations Secretariat.
- United Nations (2013). MORTPAK-LITE. The United Nations Software Package for Mortality Measurement (Interactive Software for the IBM-PC and Compatibles), New York: United Nations, 111-114
- Viscusi,W. K.(2004), "The Value of Life :Estimates with Risks by Occupation and Industry, " *Economic Inquiry* ,42 (1) , 29-48.
- World Health Organization (2001)," *Life Tables For 191 Countries :Data Methods And Results* , " GPE Discussion Paper Series , 9.
- World Health Organization. (2009)," *Global Civil Registration and Vital Statistics :Scaling up Investment plan 2015-2024* , " Global Health Estimates Technical Paper.