

بعض مقارنات ديموجرافية

بين سكان الجمهورية العربية المتحدة وغيرهم

الدكتور صلاح الدين طلبه

١ - مقدمة

من المشاهد أن هناك علاقة وثيقة بين معدل الوفاة المركزي N^M في مجموعة العمر s إلى $s + n$ ، واحتمال الوفاة ν_s بين السن s والسن $s + n$. ومن المعلوم كذلك أن لوويل ريد ومرجوريت ميريل^{*} (١) قد توصلوا بطريقة تجريبية empirical إلى المعادلة :

$$\text{لو} (1 - \nu_s) = -n \cdot N^M - \alpha n^2 \cdot N^M^2 \quad (1)$$

حيث أثبت اختياري توصل الباحثان إلى القيمة 0.008 ، له بتفصيق المنهجى (١) إلى الحداول الثلاثة في سلسلة جلوفر ١٩١٠ . ومن المعلوم أيضاً أن توماس جريفييل (٢) قد افترض أن :

$$N^M = B \cdot s \dots \dots \dots \dots \quad (2)$$

ومن ثم توصل بالطرق الرياضية إلى المعادلة :

$$\text{لو} \nu (1 - \nu_s) = -n \cdot N^M - \frac{k}{2} n^2 \cdot N^M^2 \quad (3)$$

حيث

$$k = \text{لو} B \dots \dots \dots \dots \quad (4)$$

ولما كانت المعادلة (١) هي نفس المعادلة (٣) إذا وضعنا :

$$1 = \frac{k}{2} \dots \dots \dots \dots \quad (5)$$

* المراجع موجودة في آخر البحث

فإن هذا يعني تطابق النتيجة التي وصل إليها ريد وميريل عن طريق التجربة، مع النتيجة التي وصل إليها جريفيل عن طريق الفرض (٢) بالتحليل الرياضي، مع فارق هو أن جريفيل أعطى ثابت ريد وميريل معنى واضحًا، ومع فارق آخر يظهر من كلام جريفيل الذي ترجمه فيما يلي مع بعض التصرف لغرض انسياق الكلام :

«الظاهر أن ريد وميريل قد اعتبروا أنه أولاً عدم شمول التعداد فإنه من الواجب أن المعادلة (١) (مع $A = 1,000$) يمكن تطبيقها للأعمار صفر وواحد بالإضافة إلى بقية مدى الحياة. على أن الاعتبارات النظرية تبين أنه في فترة يتناقص فيها معدل الوفاة فإن $k = Lw + \frac{1}{2}$ يجب أن تكون سالبة. وتدل الحسابات الأولية المبنية على جداول الحياة الحديثة للولايات المتحدة على أنه للعمر صفر تكون القيمة متساوية $-3,000$. بدلاً من $1,000$. على أنه فيما يخص فترة من العمر قدرها سنة واحدة لا يكون لهذا التعديل نتيجة تذكر، ولذلك هذه الفترة تكون المعادلة (١) كافية للأغراض العملية. على أن المعادلة :

$$(6) \quad N_{\text{مس}} = \frac{N_0 - N_{\text{مس}}}{2 + N_{\text{مس}}}$$

أو المعادلة :

$$(7) \quad L(1 - N_{\text{مس}}) = -N_0 - N_{\text{مس}}$$

تكون عندئذ أفضل قليلاً (١) حيث أن التعديل الاضافي الذي تحتويه المعادلة (١) يكون في هذه الحالة في الاتجاه الخاطئ.

هذا الكلام بجريفيل يبين أنه يسلم ضمناً بما يأتي :

أولاً - أن قيمة $\frac{1}{2} + N_{\text{مس}}$ ليست ثابتة على مدى الحياة.

(١) كما هو معلوم تستنتج المعادلة (٦) من افتراض أن L تكون خطية في فترة العمر s إلى $s+1$ بينما تستنتج المعادلة (٧) من افتراض أن L تكون مستقيمة في نفس الفترة.

ثانياً - أنه في فترة يتناقص فيها معدل الوفاة (ف تكون فيها ج أقل من الواحد الصحيح) تكون ك سالبة ، بينما في الفترات الأخرى (تكون فيها ج أكبر من الواحد الصحيح) تكون ك موجبة .

وفي موضع آخر كان جريفييل صريحاً بخصوص تغير قيمة ج ، فيقول : « يبدو أن جداول الحياة المقتضبة التي أنشأها ريد وميريل - على أساس القيمة الثابتة ١ = ٠٠٨، هي جداول دقيقة إلى حد كاف لجميع الأغراض العملية . على أنه إذا أريد استعمال قيمة أكثر دقة للثابت ك أو ١ ، فيمكن لذلك أن تحسب نسب القيم المجاورة للمعدل نسبياً ثم يفاد من أنه على أساس الفروض التي تتضمنها الصيغ السابقة الذكر يكون من الواجب أن تساوى النسبة قيمة ج . » .

على أنه من الوجهة العملية تختلف هذه النسب بطبيعة الحال شيئاً ما عند الأعمار المختلفة ، ويكون من الضروريأخذ مدة سط لها - وفي الأعمار المتقدمة فقط (قل فوق السبعين) يكون لتغير ك أو ١ أي تأثير محسوس على نفس . ولذلك فان نسب نفس فوق سن السبعين فقط هي التي يلزم أخذها في الاعتبار لاوصول إلى المتوسط .

ومن الطبيعي أن يتم الأكتواريون بقيمة نسب القيم المجاورة لمعدل الوفاة المركزي في فترة العمر من + س إلى س + ن وذلك لأغراض أخرى غير الغرض الذي يتكلّم عنه جريفييل هنا . وفي هذا الصدد يقول جريفييل « يذكر هندرسون . . أنه لجميع تجارب الوفاة تقع لو ج بين ٠٠٣٥ و ٠٠٤٥ ، ولذلك فإن ك = لو ج تقع بين ١٠٤ و ٠٠٨٠ » .

ولما كانت قيمة ج التي يتضمنها تحديد هندرسون قد بنيت على مشاهدات حدثت قبل أكثر من عشرين سنة فمن الطبيعي أن نتساءل عما إذا كانت هذه القيمة ما زالت تتماشى مع المشاهدات الحديثة التي يمكن توسيعها بحيث تشمل من الناس أجناساً أكثر مما شملته المشاهدات القديمة ، كما تشمل بصفة خاصة سكان الجمهورية العربية المتحدة .

على أننا لكي نستعمل المشاهدات لايجاد قيمة ج فمن اللازم بطبيعة الحال أن نطمئن أولاً إلى دقة البيانات التي نبني عليها استنتاجاتنا . فكيف نطمئن إلى ذلك ؟

من حسن الحظ كما سيتبين فيما بعد أنه كلما حصلنا على بيانات دقيقة بخصوص معدلات الوفاة المركزية لوجدنا أن قيمة ج تقترب من قيمة محددة بعد سن ٣٠ سنة تقريباً . سواء كانت هذه البيانات خاصة بأجناس تنتمي إلى الجنس الأبيض . كال الأوروبيين والأمريكيين البيض . أو إلى الجنس الأصفر كالآسيانين أو سكان فرموزا . فهناك إذن قوانين ثابتة يخضع لها كل البشر وإن اختلفت ألوانهم أو بيئاتهم أو الأخطار التي يتعرضون لها . باستخدامنا لهذه الحقيقة الخاصة بمعدلات الوفاة المركزية وتغيرها مع العمر سيمكننا أن نعرف في كثير من الأحوال مدى دقة البيانات التي تعرض علينا بخصوص هذه المعدلات .

٢ - قيمة ثابت جريفيل

سنطلق اسم « ثابت جريفيل » على الثابت ج الوارد في المعادلة (٢) . وهناك سؤال يفرض نفسه هنا وهو : هل ج ثابتة حقاً ؟ أو هل هي قريبة من الثبات بدرجة تكفي للأغراض العملية ؟

للاجابة على هذا السؤال قمت بدراسة معدلات الوفاة المركزية للشعوب والأجناس المختلفة التي وردت في الكتاب السنوي الديموغرافي لسنة ١٩٥٥ (٣) ولسنة ١٩٦١ (٤) . كما درست توقع الحياة عند الأعمار المختلفة وعنده الشعوب والأجناس المختلفة التي وردت في الكتاب السنوي الديموغرافي لسنة ١٩٦٢ (٥)

ولما كنت أتوقع أن أجده أن قيمة ثابت جريفيل تكون أقل مما يمكن عند الأجناس المعاصرة فقد بدأت بترتيب الأجناس (أو الدول) ترتيباً تنازلياً حسب توقع الحياة للذكور عند السن صفر من البيانات الواردة في الكتاب السنوي الديموغرافي لسنة ١٩٦٢ . ثم أوجدت قيمة النسبة .

(٨)

$$\frac{مس +}{مس}$$

(وهي النسبة المفروض أن تساوى ج°) عند مس = ١٥ . ١٠ . ٥ . ٠٠٠ . كما هو مبين يحلول (١)

وبالنظر إلى قيمة النسبة عند قيم س التصاعدية للذكور عند الأجناس المعروفة باعطاء بيانات غير بعيدة عن الواقع بدرجة محللة نلاحظ ما يأتي :

أولاً — أن النسبة تزيد عن ١,٣٠٠ عند س = ٣٠ أو ٣٥ وما بعدها .

وإذا وجدنا أنها انخفضت بعد ذلك فيكون ذلك مصحوباً بارتفاع شديد لاحق (انظر هنغاريا عند س = ٣٥ ، ٤٠) . ويمكن تفسير انخفاض النسبة عند س = ٣٥ ثم ارتفاعها بشدة عند س = ٤٠ (مثلاً) على أن ذكوراً في الفئة ٤٥—٥٠ قد ذكرموا أعمارهم في الفئة السابقة مما أدى إلى تضخم ظاهري لعدد الذكور في الفئة ٤—٤٥ وبذلك ينخفض معدل الوفاة المركزي لهذه الفئة الأخيرة . أما إذا تأخر وصول قيمة النسبة إلى ١,٣٠٠ لما بعد س = ٣٥ فأننا قد نجد قفزة لهذه النسبة بعد هذه السن (انظر النمسا عند س = ٣٥ . ٤٠ وما بعدها) . والتفسير هنا هو أيضاً ميل الناس في الأعمار الوسطى للذكر لأعمار أقل من الواقع . ولأننا أكد من صحة هذا التفسير فقد عدلت إلى بيانات النمسا لسنة ١٩٥٣ فوجدت أنها تتماشى مع الملاحظة الواردة عن البيانات الدقيقة (انظر النمسا ١٩٥٣ بعد الجمهورية العربية المتحدة في جدول ٢) .

ثانياً — أن النسبة لا تزيد بعد س = ٣٠ عن ١,٨٠٠ إلا نادراً ولا يكون ذلك بمقدار كبير وإذا حدث ذلك فإنه يكون مصحوباً بالانخفاض سابق وآخر لاحق . ويمكن تفسير هذا الارتفاع أما بميل الناس في الأعمار الوسطى إلى ذكر أعمار أقل ، وإما بميل الناس في الأعمار المتقدمة إلى ذكر أعمار أكبر من الواقع . هذا إذا لم تكون هناك ظروف غير طبيعية كما سندكر فيما بعد .

ومن جهة أخرى فإننا نجد عند بعض الأجناس المعروفة بعدم دقة بياناتها عن الأعمار أو الوفيات ارتفاعات وانخفاضات غير معقوله في قيمة النسبة (انظر مثلاً المؤورى ١٩٥٩ في آخر جدول ٢) .

وفي بعض الأحيان نجد انخفاضاً في النسبة عن المعقول عند قيم س الكبيرة ، كما هو الحال عند غير البيض في الولايات المتحدة . ويمكن تفسير ذلك بأن الانخفاض الظاهري لمعدل الوفاة المركزي عند المتقدمين في السن يرجع في الغالب إلى المبالغة في ذكر الأعمار فوق السبعين .

وهذه الملاحظات التي أوردناها عن الذكور يمكن ذكر ملاحظات مطابقة لها عن الإناث .

والنتيجة التي يمكن أن نصل إليها هي ما يأتي :

عندما $s \leq 35$ فان

$$(9) \quad \frac{1,35}{s} + \frac{1,80}{s} \geq \dots \dots \dots$$

وذلك على شرط عدم وجود ظروف غير طبيعية ، مثل اخطار اضافية تعمل على ارتفاع معدل الوفاة المركزي في فترات من العمر أكثر مما تعمل على ارتفاعه في غيرها ، كأخطار العمل والحوادث .

وإذا أخذنا ، لظروف عملية ، بأن ج ثابتة بعد سن معينة فإنه يمكن أن نأخذ قيمتها مساوية متوسط طرفي (9) أي مساوية ١,٥٧٥ وهي قيمة تقابل $k = 0,091$ تقريريا .

وهناك سؤال في هذا المجال وهو : وماذا عن الأعمار الأقل من ٣٥ سنة ؟ من حسن الحظ أن جريفييل قد توصل على أساس فرضه إلى معادلة أخرى هي :

$$(10) \quad \frac{n}{\frac{1}{n} + \frac{s}{n} + \frac{1}{2}(n-s-k)}$$

وبالتناقض نجد أن

$$\frac{s}{n} n = n \cdot n$$

ما يوضح كلام جريفييل من أن تغيراً يسيرًا في قيمة k لا يؤثر تأثيراً يذكر على قيمة n لأنها كانت هذه صغيرة .

وحتى لو حذفنا الحد $\frac{s}{n}$ من $(n-s-k)$ من مقام الطرف الأيسر في (10) فإن هذا لا يؤثر تأثيراً يذكر في قيمة الكسر إذا كانت n صغيرة بدرجة كافية .

٣ - ثابت جريفيل وسكان الجمهورية العربية المتحدة

لو نظرنا إلى الجزء الخاص بالجمهورية العربية المتحدة في جدول (٢) على ضوء ما تقدم لوجدنا أن هناك ما يدل على عدم الدقة في ذكر الأعمار الوسطى والمتقدمة . الواقع أن هذا هو السبب الذي أدى إلى استخدام طرق معينة عند إنشاء جداول الحياة القومية الثاني والثالث والرابع (٦) ، (٧) ، (٨) وعند إنشاء جدول الحياة للاسكندرية (٩) .

على أنه مما لا شك فيه أن البيانات الاحصائية في الجمهورية العربية المتحدة تزداد دقة سنة بعد أخرى . ومع علمنا بأنه لا يمكن أن توجد بيانات احصائية سكانية دقيقة مائة في المائة ، فإن لنا كل الأمل في الوصول في القريب العاجل إلى درجة من الدقة في بياناتنا الاحصائية تتناسب مع المركز العظيم الذي تبوأته البلاد في عهد الثورة .

المراجع

1. Lowell J. Reed and Margarett Merrell : A short Method for constructing an Abridged Life Table, The American Journal of Hygiene Vol. 30, No. 2. Sep., 1939.

2. T.N.E. Greville : Short Methods of constructing Abridged Life Tables, The Record of the American Institute of Actuaries. Vol. XXXII, part One, No. 65, June 1943

3. United Nations : Demographic Yearbook 1955.

4. United Nations : Demographic Yearbook 1961.

5. United Nations : Demographic Yearbook 1962.

6. Ahmed Gad Abdel-Rahman : The Egyptian National Life Tables No. 2., Cairo, Government Press, 1948.

(٧) رؤوف مقار : جدول الحياة القومي الثالث لسكان مصر في سنة ١٩٤٧ . رسائل في التخطيط القومي (١٠) . المطبعة الأميرية بالقاهرة .

(٨) اللجنة المركزية للإحصاء : الاتجاهات السكانية في الجمهورية العربية المتحدة . الهيئة العامة لشئون المطبع الأميرة ١٩٦٢

(٩) صلاح الدين طلبة : جدول الحياة لمدينة الاسكندرية . مجلة كلية التجارة (جامعة الاسكندرية) للبحوث العلمية ، المجلد الثالث العدد الأول

١٩٦٤/٦٣

10. Vital Statistics of the United States 1960 : U.S. Health, Education, and Welfare Public Service, National Vital Statistics Division, Washinton, 1963.

المرتبة تنازلياً حسب توقيع الحياة للأحياء عند السن صفر (آخر البيانات المتاحة) جدول (١) – توقيع الحياة عند إعمار معينة للذكور في الأجناس المعاصرة

الفطر أو المتن واقترا

**تابع جدول (١) - توزيع الحياة عند إعمار معينة للذكور في الأجناس المعاشرة
المرببة تنازلها حسب توقع الحياة للأحياء عند السن صفر (آخر البيانات المتاحة)**

العمر بالسنوات	الفترة أو الجنس والقرنة
٧٠	٢٧ - جنوب أفريقيا (بيض) ١٩٥٢ - ٥٠
٦٥	٢٨ - إيرلندا ١٩٥٢ - ٥٠
٥٠	٢٩ - الاتحاد السوفيتي ١٩٥٩ - ٥٨
٤٠	٣٠ - بولندا ١٩٥٧ - ٥٦
٣٠	٣١ - قبرص ١٩٥٠ - ٤٨
٢٠	٣٢ - فنلندا ١٩٥٥ - ٥١
١٥	٣٣ - بلجيكا ١٩٤٩ - ٣٣
١٠	٣٤ - لوكمبورج ١٩٤٨ - ٤١
٥	٣٥ - برومانيا ١٩٥٦ - ٣٦
٢	٣٦ - فرنسا ١٩٥٩ - ٣٧
١	٣٧ - الولايات المتحدة (غير البيض) ١٩٦٠ - ٣٨
٠	٣٨ - بانيا ١٩٥٤ - ٣٩
٧٠	٣٩ - جزر سينيل ١٩٥٤ - ٣٩
٦٥	٤٠ - سيلان ١٩٥٤ - ٤١
٥٠	٤١ - رينياد وتاباجرو ١٩٥٧ - ٤٢
٤٠	٤٢ - البرتغال ١٩٥٨ - ٥٧
٣٠	٤٣ - إسبانيا ١٩٥٠ - ٤٤
٢٠	٤٤ - الأرجنتين ١٩٤٧ - ٤٥
١٥	٤٥ - السلفادور ١٩٦١ - ٦٠
١٠	٤٦ - اتحاد الملابي ١٩٥٦ - ٥٦
٥	٤٧ - جنوب أفريقيا استوائيون ٥٠ - ٥٨
٢	٤٨ - جزر المرينيك ١٩٥٢ - ٥١
١	٤٩ - جامايكا ٥٠ - ٥١
٠	٥٠ - كوسตารيكا ٤٩ - ٥١

معدلات الوفاة المرتکبة في فترات عمرية متتالية للأجناس المعمرة (مرتبة كما في جدول ١) ونسبة المعدلات المتتالية جدول (٢)

جدول (٢)
 ليس العمرة

ساعي - جدول (٢)

مجلات الولاية الكندية في فنر

卷之三

معدلات الرفاة الارکية في فترات عمرية متالية للأجناس المعاصرة (مرتبة حسب جدول ١) تابع - جدول (٢)

٢٦ - جدول (٢) - مرتباً العمره

معدلات الوفاة البرئية في فترات عمرية متتالية للأذنباش العمرة (مرتبة كمها في جدول ١) ونسبة المعدلات المتسلية تابع - جدول (٢)

1

٢١) جدول تابع - جدول (١) ونسبة المعدلات المتضالية
معدلات الوفاة البركانية في فترات عمرية متضالية للأجناس (مرتبة كما في جدول ١)

تابع - جدول (٢)

تابع — جدول (٢)
معدلات الوفاة المركبة في فترات عمرية متالية للأجناس (مرتبة حسب المعدلات المتضالية

1

تابع - جدول (٢)
نسبة المدّرات المتالية (مرتبة كما في جدول ١) ونسبة المدّرات المتالية

معدلات اولوية المركبة في فترات عمرية متباينة

معدلات الوفاة المرجعية في فترات عمرية متتالية للأجناس (مرتبة كما في جدول ١) ونسبة المعدلات المتسلية تابع - جدول (٢)

بيانات العمره (مرتبة كمبيوتر) - جدول (٢)

تابع - جدول (٢) معدلات الوفاة المركبة في فترات عمرية متالية الأجناس المعاشرة (مرتبة كما في جدول ١) ونسبة المعدلات المتالية

- ١ -

الدولة أو المدير

ذكور إإناث ذكور إإناث ذكور إإناث ذكور إإناث

٣٠ - يوجسلافيا (١٩٥٨)

٣٢ - بليز (١٩٥٩)

سن	ذكور		إناث		سن	ذكور		إناث		سن
	نـمـسـ+ـ	نـمـسـ+ـ	نـمـسـ+ـ	نـمـسـ+ـ		نـمـسـ+ـ	نـمـسـ+ـ	نـمـسـ+ـ	نـمـسـ+ـ	
٤٠ - ٤١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٤٠ - ٤١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٤٠ - ٤١
٣٩ - ٤٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٩ - ٤٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٩ - ٤٠
٣٨ - ٣٩	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٨ - ٣٩	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٨ - ٣٩
٣٧ - ٣٨	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٧ - ٣٨	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٧ - ٣٨
٣٦ - ٣٧	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٦ - ٣٧	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٦ - ٣٧
٣٥ - ٣٦	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٥ - ٣٦	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٥ - ٣٦
٣٤ - ٣٥	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٤ - ٣٥	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٤ - ٣٥
٣٣ - ٣٤	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٣ - ٣٤	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٣ - ٣٤
٣٢ - ٣٣	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٢ - ٣٣	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٢ - ٣٣
٣١ - ٣٢	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣١ - ٣٢	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣١ - ٣٢
٣٠ - ٣١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٠ - ٣١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣٠ - ٣١
٢٩ - ٣٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٩ - ٣٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٩ - ٣٠
٢٨ - ٢٩	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٨ - ٢٩	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٨ - ٢٩
٢٧ - ٢٨	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٧ - ٢٨	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٧ - ٢٨
٢٦ - ٢٧	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٦ - ٢٧	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٦ - ٢٧
٢٥ - ٢٦	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٥ - ٢٦	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٥ - ٢٦
٢٤ - ٢٥	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٤ - ٢٥	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٤ - ٢٥
٢٣ - ٢٤	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٣ - ٢٤	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٣ - ٢٤
٢٢ - ٢٣	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٢ - ٢٣	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٢ - ٢٣
٢١ - ٢٢	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢١ - ٢٢	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢١ - ٢٢
٢٠ - ٢١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٠ - ٢١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢٠ - ٢١
١٩ - ٢٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٩ - ٢٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٩ - ٢٠
١٨ - ١٩	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٨ - ١٩	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٨ - ١٩
١٧ - ١٨	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٧ - ١٨	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٧ - ١٨
١٦ - ١٧	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٦ - ١٧	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٦ - ١٧
١٥ - ١٦	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٥ - ١٦	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٥ - ١٦
١٤ - ١٥	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٤ - ١٥	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٤ - ١٥
١٣ - ١٤	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٣ - ١٤	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٣ - ١٤
١٢ - ١٣	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٢ - ١٣	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٢ - ١٣
١١ - ١٢	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١١ - ١٢	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١١ - ١٢
١٠ - ١١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٠ - ١١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١٠ - ١١
٩ - ١٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٩ - ١٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٩ - ١٠
٨ - ٩	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٨ - ٩	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٨ - ٩
٧ - ٨	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٧ - ٨	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٧ - ٨
٦ - ٧	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦ - ٧	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦ - ٧
٥ - ٦	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٥ - ٦	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٥ - ٦
٤ - ٥	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٤ - ٥	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٤ - ٥
٣ - ٤	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣ - ٤	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٣ - ٤
٢ - ٣	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢ - ٣	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٢ - ٣
١ - ٢	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١ - ٢	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	١ - ٢
٠ - ١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٠ - ١	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٦٠٠٠	٠ - ١

تالية - جدول (٢) نسبة المعدلات المسئالية بين اسعار المعيشة (مرتبة كما في جدول ١) ونسبة المعدلات المسئالية

1

تابع - جدول (٢) ونسب الملايين المتسللة

معدلات الوفاة المركبة في فترات عمرية متتالية (لغرب العجمورية) - ١١