

بناء منحنيات نمو معيارية لأطفال العراق دون سن الخامسة

الباحث/ احمد شهاب

أ.م.د. خلود يوسف خمو

كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة بغداد/ قسم الاحصاء

المستخلص

تعد منحنيات نمو الأطفال من الأدوات الأكثر استعمالاً لتقييم الرفاه العام للمجتمع عامة وللطفل بشكل خاص كونه احدى الركائز المهمة لتطور المجتمعات ومن خلال هذه الأدوات يمكن معرفة مسار نمو الطفل فسيولوجياً. وتعد الخطوط المئينية (Centile) احدى الأدوات لبناء هذه المنحنيات حيث تعطي تحليلاً وتفسيراً دقيقاً لمعلومات المجتمع بشكل يتجاوب مع المتغير التوضيحي وهو غالباً العمر. ولغرض بناء منحنيات نمو معيارية لمؤشر كتلة الجسم $\text{Body mass index (BMI)}$ تم استعمال طريقة LMSP لإيجاد الخطوط المئينية بالاعتماد على اربع منحنيات تمثل معالم الوسيط ومعامل الاختلاف والالتواء والتفلطح، والتي يمكن الحصول عليها بنمذجة المعالم الأربعة كدوال تمهيد لاعمليّة للمتغير التوضيحي بواسطة تعظيم الإمكان الجزائي باستعمال خوارزمية فشر للقياس ضمن خوارزميات RS و CG ، والخطوط المئينية الناتجة تعبر عن مستويات مختلفة من مؤشر كتلة الجسم BMI تتدرج من حالة نقص التغذية إلى السمنة المفرطة، وتم التوصل إلى إن طريقة LMSP أعطت نتائج جيدة، كما أن بيانات متغير مؤشر كتلة الجسم BMI تحتوي على التواء موجب يزداد مع تقدم العمر، والذي طبق على بيانات أطفال العراق دون الخامسة من المسح العنقودي متعدد المؤشرات MICS4 عام 2011م وتحت اشراف منظمة الصحة العالمية WHO .

المصطلحات الرئيسية للبحث/ المئيني - طريقة LMSP - توزيع بوكس كوكس - الأنموذج التجميعي العام لمعاملات الشكل والموقع والقياس .



مجلة العلوم

الاقتصادية والإدارية

المجلد 20

العدد 79

لسنة 2014

الصفحات 352-374

البحث مستل من رسالة ماجستير



1. مقدمة

تعد منحنيات النمو المعيارية أداة إحصائية طبية مهمة تستعمل في مراقبة وتقييم الحالات غير الطبيعية، عن طريق مقارنة قياس مؤشر معين مثل مؤشر كتلة الجسم BMI مع العمر ورسمه على مخطط خاص لمنحنيات النمو المعيارية لمؤشر كتلة الجسم BMI وكلما ابتعدت النقطة عن الخط المنيني المركزي الذي يمثل الوسيط لشكل الانتشار الطبيعي دل ذلك على وجود شذوذ في الحالة المقاسة، وتبرز أهمية منحنيات النمو للأطفال في كون قيمة المؤشر المراد قياسه تتأثر بمتغير العمر الذي هو متغير مستمر بالتالي يجب أن تكون متغيرة أيضاً بشكل مستمر، كما أن شكل المخططات الواضح يعطي سهولة في الاستعمال حتى من قبل الأشخاص غير المتخصصين في هذا المجال، إن اختيار متغير مؤشر كتلة الجسم BMI Body mass index كمؤشر من مؤشرات القياسات البشرية كالطول والوزن وغيرها لأهميته البالغة. ويتم حسابه عن طريق قسمة الوزن بالكيلوغرام على مربع الطول بالمتر. وهو يعد دليلاً واضحاً سريع التأثير بالظروف المحيطة بالطفل وبالأخص جانب التغذية الذي لا يمكن إن يعبر عنه الطول بصورة صريحة وسريعة، بالتالي يوفر سرعة في تشخيص حالات سوء التغذية بنوعيتها النقص أو الإفراط.

2. هدف البحث

الهدف من هذه الدراسة هو بناء منحنى نمو معياري لمؤشر كتلة الجسم BMI الأطفال دون سن الخامسة في العراق ولكلا الجنسين باستعمال بيانات المسح العنقودي متعدد المؤشرات لعام 2011 م، عن طريق تطبيق طريقة LMSP. للبحث أهمية تطبيقية كبيرة في معظم المؤسسات التي تهتم برعاية الطفل صحياً وتغذوياً أسوة بالدول المتقدمة التي تعتمد وبهذا يكون للبحث فائدة تطبيقية كبيرة في المجال الطبي عامة ورعاية الطفل خاصة وبالإمكان مقارنته مع دول عديدة ضمن معايير منظمة الصحة العالمية.

3. الجانب النظري

1-3 توزيع بوكس كوكس أسّي القوة (BCPE)-طريقة (LMSP)^[5]

(Box-Cox Power Exponential)

تم تطوير توزيع (BCPE) لإعطاء نموذج للمتغير Y يستطيع تقييم كل من الالتواء والتفلطح، ويتم إيجاد التوزيع من خلال استعمال قوة تحويل v على المتغير Y ، التي تجعل Y^v يتبع توزيع أسّي القوة المبتر (Truncated Power Exponential). وللتوزيع أربع معالم μ, σ, v, τ تعبر عن الموقع (الوسيط) والقياس (معامل الاختلاف CV) والالتواء (التحول إلى التماثل) والتفلطح (معلمة قوة التحويل الأسّي) على التوالي. ودالة الكثافة الاحتمالية للمتغير العشوائي Y تعطى بالشكل

$$f_y(y) = f_z(z) \left| \frac{\partial z}{\partial y} \right| = \frac{y^{v-1}}{\mu^v \sigma} f_z(z) \dots (1)$$



إذا إن z هو المتغير العشوائي المحول ويعطى بالشكل

$$z = \begin{cases} \frac{1}{\sigma v} \left[\left(\frac{y^v}{\mu} \right) - 1 \right] & \text{if } v \neq 0 \\ \frac{1}{\sigma} \log \left(\frac{y}{\mu} \right) & \text{if } v = 0 \end{cases}, \quad \mu, \sigma > 0, \quad 0 < Y < \infty, \dots (2)$$

وإن $f_z(z)$ في (1) هي دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير z الذي يتبع توزيع أسّي القوة القياسي (Standard Power Exponential: SPE) بمعلمة مستمرة $\tau > 0$ (والتحويل المعطى في الصيغة (2) استعمله (Cole)^[10] ولكنه فرض التوزيع الطبيعي القياسي لـ Z ولذلك يعد هذا التوزيع تطوير لتوزيع (BCN)).

أما دالة الكثافة الاحتمالية لـ z تعطى بالشكل

$$f_z(z) = \frac{\tau}{c 2^{(1+1/\tau)} \Gamma(1/\tau)} \exp\{-0.5 |z/c|^\tau\}, \quad -\infty < z < \infty \quad \dots (3)$$

$$c^2 = 2^{-2/\tau} \Gamma(1/\tau) [\Gamma(3/\tau)]^{-1} \quad \dots (4)$$

إن الغرض من الصيغة (2) هو جعل المتغير العشوائي Z له متوسط 0 وانحراف معياري يساوي 1 لكل $\tau > 0$. وفي الحالات عندما $\tau = 2$ و $\tau = 1$ التوزيع يطابق توزيع لابلاس (توزيع أسّي الجانبين) والتوزيع الطبيعي على التوالي وعندما $\tau \rightarrow \infty$ فالتوزيع يتجه إلى التوزيع المنتظم.

إن Z هي دالة رتيبة متزايدة لـ Y لكل قيم v وبالتالي فإن الشرط $0 < Y < \infty$ (المطلوب لجعل Y^v موجبة لكل قيم v) يؤدي إلى الشرط $-1/(\sigma v) < Z < \infty$ إذا كانت $v > 0$ ، و $-\infty < Z < -1/(\sigma v)$ إذا كانت $v < 0$ ، وهو الذي يستلزم توزيع أسّي القوة القياسي المبثور (Truncated Standard Power Exponential) لـ Z ، الذي هو مبثور من اليسار عند $v > 0$ ومبثور من اليمين عند $v < 0$ ومن هنا نستنتج إن دالة الكثافة الاحتمالية الدقيقة لـ Z تعطى بالشكل

$$f_z(z) = \frac{f_T(z)}{F_T((\sigma|v|)^{-1})}$$

فإذا كانت $v > 0$ فإن $Z > -1/(\sigma v)$.

وإذا كانت $v < 0$ فإن $Z < -1/(\sigma v)$.

$f_T(t)$: دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير T ، الذي يتوزع توزيع أسّي القوة المعياري SPE.

$F_T(t)$: دالة الكثافة التراكمية (CDF) للمتغير T .

إذا إن دالة الكثافة الاحتمالية لـ T يتم الحصول عليها من الصيغة (3) (بعد التعويض بالمتغير t بدل z)، ودالة الكثافة التراكمية (CDF) لـ T تعطى بالشكل

$$F_T(t) = \frac{1}{2} [1 + F_S(s) \cdot \text{sign}(t)]$$



إذ إن

$F_S(s)$: الدالة التراكمية لـ S .

وإن دالة الكثافة الاحتمالية لـ S تعطى بالشكل

$$f_S(s) = s^{(1/\tau)-1} \exp(-s) [\Gamma(1/\tau)]^{-1}$$

إذ إن $S = 0.5|T/c|^\tau$ تمتلك توزيع كاما.

وإن ودالة الكثافة التراكمية لـ Y تعطى بالشكل

$$F_Y(y) = F_Z(z) = \frac{F_T(z) - F_T(-(\sigma|v|)^{-1})}{F_T((\sigma|v|)^{-1})} \text{ if } v > 0, -\infty < v < \infty$$

يمكن الحصول على البواقي (z-score) $\hat{r}$ لملاحظات Y بقيم المعالم الملائمة $(\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{v}, \hat{\tau})$ بالصيغة

$$\hat{r} = \Phi^{-1}[\hat{F}_Y(y)] \quad \dots (5)$$

إذ إن

Φ^{-1} : معكوس دالة الكثافة التجميعية للتوزيع الطبيعي القياسي.

$\hat{F}_Y(y)$: دالة الكثافة التجميعية لأنموذج الملائم لـ Y .

وتقدير الخط المئني α 100 للمتغير Y يرمز له بـ y_α ويعرف كالآتي

$$F_Y(y_\alpha) = p(Y \leq y_\alpha) = \alpha$$

وإن

$$y_\alpha = F_Y^{-1}(\alpha)$$

ومن الصيغة (2) بعد إعادة الترتيب نحصل على

$$y_\alpha = \begin{cases} \mu[1 + \sigma v z_\alpha]^{1/v} & \text{if } v \neq 0 \\ \mu \exp[\sigma z_\alpha] & \text{if } v = 0 \end{cases} \quad \dots (6)$$

$z_\alpha = F_Z^{-1}(\alpha)$ هو الخط المئني α 100 لـ Z التي تتوزع التوزيع أسّي القوة القياسي SPE، وإن

$$z_\alpha = \begin{cases} F_T^{-1}\left[\alpha F_T\left(\frac{1}{\sigma|v|}\right)\right] & \text{if } v \leq 0 \\ F_T^{-1}\left[1 - (1 - \alpha)F_T\left(\frac{1}{\sigma|v|}\right)\right] & \text{if } v > 0 \end{cases} \quad \dots (7)$$

وإن F_T^{-1} معكوس الدالة الاحتمالية التراكمية لتوزيع المتغير العشوائي T وتعطى بالصيغة

$$F_T^{-1}(p) = \text{sign}(p^{-1} - 0.5) c \{2F_S^{-1}[(2p - 1)\text{sign}(p - 0.5)]\}^{1/\tau}$$

ومن الصيغتين (6) و (7) معا يمكن حساب y_α أي الخط المئني α 100 لـ Y .



وبفرض احتمال البتر (Truncation Probability) يمكن إهماله (Negligible). وإن منطقة الاحتمال المبتور تعطى بالشكل $F_T((\sigma|v|)^{-1})$ ، وعندما تمتلك احتمال صغير جداً وغير معنوي فإن $F_T(-(\sigma|v|)^{-1}) \approx 0$ و $F_T((\sigma|v|)^{-1}) \approx 1$ ، بالتالي $f_Z(z) = f_T(z)$ ، $F_Z(z) = F_T(z)$.

2-3 نمذجة المعالم بأنموذج GAMLSS

يمكن نمذجة المعالم لتشكيلة واسعة من التوزيعات التي يمكنها احتواء التفطوح والالتواء أو كليهما كدوال لعدد من المتغيرات التوضيحية باستعمال أنموذج يسمى الأنموذج التجميعي العام لمعاملات الشكل والموقع والقياس Generalized Additive Models for Location Scale and Shape. GAMLSS^[4] الذي يتيح نمذجة مرنة لكل معالم التوزيع باستعمال حدود معلمية (معاملات المتغيرات التوضيحية، أو متغيرات متعددة الحدود (Polynomial)) و/ أو حدود تمهيد لامعلمية مثل (الشريحة التكعيبية (Cubic Spline) أو ممد الرسم المبعثر الموزون موضعياً (Locally Weighted) (Scatterplot Smoother:LOWESS) لحدود التأثيرات العشوائية (Random Effect).

وفي الجانب العملي من البحث تفرض الحالة الخاصة من أنموذج GAMLSS وهي حالة المتغير التوضيحي الواحد $(Y|X=x)$ ، ويتم نمذجة Y كمتغير لتوزيع أسّي القوة المعيار الخاص بطريقة LMSP، وبدالة كثافة احتمالية $f_Y(y)$ من الصيغة (1) ، في حين إن المعالم μ, σ, v, τ يتم نمذجتها كدوال تمهيد لامعلمية للمتغير التوضيحي x . وتستعمل دوال الربط link function للتوزيع $Y \sim BCPE(\mu, \sigma, v, \tau)$ كالآتي:

$$\begin{aligned} g_1(\mu) &= h_1(x) \\ g_2(\sigma) &= h_2(x) \\ g_3(v) &= h_3(x) \\ g_4(\tau) &= h_4(x) \end{aligned} \quad \dots (8)$$

إن إن

$g_k(\cdot)$, $k=1, 2, 3, 4$: دوال ربط رتيبة، وهي في الغالب متطابقة للمعالم μ, v وتأخذ اللوغاريتم للمعلمة σ و τ

$h_k(x)$: دوال تمهيد لامعلمية للمتغير التوضيحي x .

وعند اخذ μ كدوال ربط متطابقة فهذا يؤدي إلى تأثير تجميعي على μ و سهولة في التفسير، أما عند استعمال اللوغاريتم كدالة ربط لـ μ يؤدي إلى تأثيرات ضريبية على μ و فائدتها انها تجعل $\mu > 0$ ، وعندما $i=1,2,\dots,n$ و $X=x_i$ فإن المشاهدات y_i تفترض كمتغيرات مستقلة متماثلة التوزيع والأنموذج يفترض أن المتغير المعتمد y_i شرطي على $(\mu_i, \sigma_i, v_i, \tau_i)$ ، $i = 1, 2, \dots, n$ ، والمشاهدات مستقلة ذات توزيع $BCPE(\mu_i, \sigma_i, v_i, \tau_i)$ مع دالة كثافة احتمالية $f_{Y_i}(y_i)$ معرفة من صيغة التوزيع.

3-3 تقدير النموذج^[4]

الدوال اللامعلمية h_k , $k = 1, 2, 3, 4$ تقدر باستعمال دالة لوغاريتم الإمكان الجزائي ℓ_p ^[4] المعرفة بالشكل:

$$\ell_p = \ell_d - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^4 \lambda_k \int_{-\infty}^{\infty} \{h_k''(x)\}^2 dx \quad \dots (9)$$

إذ أن:

$h_k''(x)$: المشتقة الثانية لـ $h_k(x)$ بالنسبة إلى x .

ℓ_d : لوغاريتم دالة الإمكان للبيانات $\ell_i = \sum_{i=1}^n \ell_i$

ℓ_i : لوغاريتم الإمكان للمشاهدات y_i من توزيع بوكس كوكس الطبيعي $BCPE(\mu_i, \sigma_i, v_i, \tau_i)$ من الصيغة (1).

λ : المعلمة الفائقة

ودالة لوغاريتم الإمكان الجزائي يتم تعظيمها تكرارياً باستعمال خوارزميات ^{1}RS ، CG واللتان تستخدمان بدورهما خوارزمية Backfitting لتنفيذ خطوات نظام فشر للتقييس (Fisher scoring procedure) والتي تتطلب لوغاريتم دالة الإمكان للبيانات ℓ_d إضافة إلى المشتقة الأولى وتوقع المشتقة الثانية بالنسبة للمعالم (μ, σ, v, τ) .

4-3 اختيار النموذج المناسب^[4]

لاختيار النموذج يستعمل معيار اكاكي المعمم للمعلومات (Generalized Akaike Information Criterion: GAIC)، الذي يتم الحصول عليه من خلال إضافة الانحراف الملائم (Fitted Deviance) إلى جزاء ثابت لكل درجة حرية مؤثرة مستعملة في النموذج أي

$$GAIC = \hat{D} + \# edf \quad \dots (10)$$

$$\text{وان } \hat{D} = -2 + \hat{\ell}$$

إذن:

edf : درجة الحرية المؤثرة الكلية المستعملة في النموذج.

$\hat{D}$: الانحراف الملائم.

$\hat{\ell}$: لوغاريتم الإمكان الملائم (Fitted Log Likelihood).

$\#$: مقدار الجزاء.

¹المزيد من التفاصيل عن الخوارزميات راجع المصدر [4]

درجة الحرية المؤثرة الكلية تتألف من درجات الحرية المؤثرة المستعملة في دوال التمهيد لنموذج μ, σ, v, τ وتتصاغ بالشكل $df_\mu, df_\sigma, df_v, df_\tau$ على التوالي، و كل درجة حرية مؤثرة يتم الحصول عليها من خلال إيجاد الأثر (Trace) لمصفوفة التمهيد المتطابقة في خوارزمية الملائمة، والتي بدورها ترتبط بمعلمة التمهيد المتطابقة λ ، وأفضل أنموذج هو الذي يعطي أقل قيمة لمعيار $GAIC(\#)$ ، ويعبر عن أنموذج توزيع BCPE بالشكل $BCPE(df_\mu, df_\sigma, df_v, df_\tau, \xi)$ ، إذ أن أولاً أربع قيم داخل الأقواس ستكون درجات الحرية الكلية المستعملة في دوال التمهيد اللامعلمي صيغة (8) لنموذج المعالم μ, σ, v, τ على التوالي والمعلمة الرابعة ξ هي معلمة التحويل اللاخطية، إذ يتم تحويل متغير العمر لغرض تقليل تأثير اختلاف سرعة النمو خلال المراحل العمرية للطفل.

5-3 مخطط Q-Q plot^[8]

يعتبر مخطط Q-Q plot أداة تشخيص بيانية عامة تستعمل لاختبار فيما إذا كانت القياسات تتبع توزيع معين، إذ يتم عرض المجزئات (Quantile) للتوزيع النظري على المحور الأفقي في مقابل مجزئات التوزيع التجريبي على المحور العمودي. ومخطط (Q-Q plot) يستعمل للبيانات الطبيعية ولذا يمكن تعريفه بمخطط الاحتمال الطبيعي (Normal Probability Plot)، ويمكن أن يعدل لاستعمال توزيعات أخرى، وفائدة مخطط (Q-Q plot) بأنه يسلط الضوء على الخصائص الهيكلية للانحرافات التجريبية عن التوزيع المفروض، ويمكن استعمال شكل (detrended Q-Q plot) الذي ينتج من طرح كل مجزء تجريبي (Empirical Quantile) من الوحدات المقابلة له في المجزئات الطبيعية (Normal Quantile)

6-3 مخطط Worm plot^[8]

يتألف (Worm plot) من مجموعة من مخططات تدعى (detrended Q-Q plot) لمجموعة من الفئات العمرية المتعاقبة بشكل مربعات مرتبة أفقياً، حيث يحتوي كل مربع على نقاط البيانات وخط مستقيم في المركز يمثل الشكل المثالي لتوزيع النقاط، أما شكل القطع المكافئ فيمثل 95% من حدود الثقة، إذ إن النقاط المتطرفة هي التي تكون أكثر ابتعاداً عن تلك التي في المركز، ويمكن الاطلاع على المخطط في الملاحق، والبيانات غالباً ما ترسم شكل معين يعطي تفسير للبيانات يمكن أن يلخص كالاتي:

- عندما الشكل يمر فوق نقطة الأصل يعني إن المتوسط الملائم صغير.
- عندما الشكل يمر تحت نقطة الأصل يعني إن المتوسط الملائم كبير.
- عندما الشكل له ميل موجب يعني إن التباين الملائم صغير.
- عندما الشكل له ميل سالب يعني إن التباين الملائم كبير.
- عندما الشكل يكون حرف U يعني إن التوزيع الملائم له التواء لليمين.
- عندما الشكل يكون حرف U مقلوب يعني إن التوزيع الملائم له التواء لليسار.

7-3 اختبار الشكل لخططات (detrended Q-Q plots)^[8]

اقترح (Van and Fredrick)^[8] نماذج ملائمة تكعيبية لكل مخطط من مخططات (detrended Q-Q plot) والتي تعطي معاملات ثابتة وخطية وتربيعية وتكعيبية ($\hat{b}_0, \hat{b}_1, \hat{b}_2, \hat{b}_3$) على التوالي، كدليل على الفرق بين وسيط وتباين والتواء وتفلطح الأنموذج التجريبي وأنموذج البواقي على التوالي ضمن الفترات العمرية في مخطط (Q-Q plot)، ولقد قاما بتشخيص عدم الملائمة في حال تجاوزت قيم المعاملات الناتجة حدود العتبة الخاص بها والتي هي (0.03 , 0.05 , 0.10 , 0.10) على التوالي ويتم المقارنة بين مطلق قيم المعاملات وهذه القيم لكل مجموعة عمرية.

8-3 اختبار Q-test^[8]

اقترح استعمال هذا الاختبار كل من (Royston and Wright)^[8] لمعرفة فيما إذا كانت (Z-score) تتوزع بصورة طبيعية وبشكل مستقل عن العمر الذي يتم تقسيمه إلى مجاميع عمرية، وأيضاً لاختبار اللاعشوائية بين تباين المجموعات في العزوم الأربعة المقدرة للـ (Z-score) والتي تتضمن اختبار للموقع والقياس والالتواء والتفلطح.

لتكن G عدد المجاميع العمرية و $g=1,2,\dots,G$ و البواقي في مجموعة العمر g هي ($r_{gi}, i = 1,2,\dots,n_i$) و $\bar{r}_g$ متوسط المجموعة العمرية g، و s_g الانحراف المعياري، كما إن n_g حجم العينة للمجموعة g. ويتم حساب الإحصاءات $Z_{g1}, Z_{g2}, Z_{g3}, Z_{g4}$ من البواقي للمجموعة g لاختبار فيما إذا كانت هذه البواقي تمتلك للمجتمع وسط يساوي 0 وتباين 1 والتواء 0 وتفلطح يساوي 3. إذ إن

$$Z_{g1} = n_g^{1/2} \bar{r}_g \quad \dots (11)$$

$$Z_{g2} = \frac{\{s_g^{2/3} - [1 - 2/(9n_g - 9)]\}}{\{2/(9n_g - 9)\}^{1/2}} \quad \dots (12)$$

علماً بأن Z_{g3} و Z_{g4} هي اختبارات إحصائية للالتواء والتفلطح².

إن الإحصاءة Q يتم حسابها بالصيغة

$$Q_j = \sum_{g=1}^G Z_{gj}^2, j = 1,2,3,4 \quad \dots (13)$$

²لمزيد من التفاصيل لاحظ (Agostino)المصدر [3].



ولقد قام كل من (Royston and wright) بفرض توزيع تقريبي لأحصاءة Q تحت فرضية العدم، بأن البواقي تتوزع طبيعياً، وأن توزيع إحصاءة Q هو مربع كاي (Chi-squared) مع درجة الحرية معدلة $G - [df_\sigma + 1]/2$ ، و $G - df_\mu$ ، و $G - df_v$ ، و $G - df_\tau$ على التوالي. واقتراح (Robert and Rigby) [3] درجة حرية $G - df_\tau$ و Q_4 .

أن معنوية الإحصاءات Q_1, Q_2, Q_3, Q_4 تظهر كمؤشر على وجود قصور في نماذج المعالم μ, σ, v, τ على التوالي، والتي من الممكن التغلب عليها عن طريق زيادة درجة الحرية ومن ثم يزداد التمهيد في النموذج لمعلمة معينة. ويمكن اعتبار قيم $|Z_{gj}|$ قيم دلالية يجب أن تكون أكبر من 2 لتعبر عن القصور في النموذج، فالقيم الموجبة (أو السالبة) $Z_{gj} > 2$ (أو $Z_{gj} < -2$) مع $g=1,2,3,4$ تشير على التوالي إن البواقي تمتلك متوسط وتباين والتواء أو تفلطح عالي (أو منخفض) من توزيع الطبيعي القياسي في فرضية العدم. وأنموذج المعالم μ, σ, v, τ قد يحتاج إلى درجة حرية أكبر لتجنب هذه الحالة، مثلاً إذا كان متوسط البواقي في المجموعة العمرية عالي جداً عندها أنموذج μ يحتاج إلى درجة حرية أكبر لكي يناسب ملائمة μ للنموذج ليزداد ضمن المجموعة العمرية.

4. الجانب العملي

1-4 البيانات

تضم العينة 36599 حالة للأطفال الذين أعمارهم من 0-59 شهر سجلت من استمارة المسح العنقودي الخاص بالطفل، وتم تصفية العينة باستبعاد قياسات الأطفال الذين لم يحصلوا على الرضاعة الطبيعية لفترة الرضاعة الطبيعية أو الحد الأدنى من المدة المطلوبة بالنظر لآثار الرضاعة على صحة ونمو الطفل والتي ه شرط أساسي، إضافة لاستبعاد الأطفال الذين يعانون من مشاكل صحية والأطفال ذوي الأسر الفقيرة بالإضافة إلى الأطفال الذين سجلوا مؤشرات صحية قد تؤثر على النمو وبعد تصفية العينة تقلص حجمها من 36599 إلى 15968 حالة منها 8229 حالة طفل ذكرو 7739 حالة طفلة أنثى وهذا الأجراء الخاص بالتصفية متفق عالمياً كون منحنيات النمو تبنى للأطفال الطبيعيين في نموهم ليكونوا حداً فاصلاً في تقييم مسار النمو منذ الولادة لحد العمر 60 شهر فأى انحراف نحو الأعلى أو الأدنى من المنحنى الطبيعي يستوجب مراجعة المؤسسات الصحية لاتخاذ ما يلزم بشأن الطفل، والاستمارة تضم متغير الوزن والعمر لكل طفل والتي ستستعمل في بناء منحنيات النمو، تم تصفية البيانات الخاصة بالمسح العنقودي MICS4 لعام 2011م باستخدام البرنامج الإحصائي الجاهز SPSS16، أما تنفيذ طرائق الجانب النظري تمت بتطبيق البرنامج R (Version 2.15.2) [6] [9] [10] والذي يعتبر ذو إمكانيات برمجية عالية لمعالجة تنفيذ الخوارزميات وللبرنامج قدرة على استعمال دوال موظفة ضمن برامج فرعية توظف العديد من الخوارزميات والطرق الإحصائية والرياضية المعقدة وتستخدم في العديد من العلوم كالإحصاء والرياضيات والهندسة والفيزياء وجميعها تحتاج برمجة فائقة القدرة.



2-4 بناء الخطوط المنينية للوزن مقابل العمر للأطفال الذكور

باستعمال معيار GAIC بقيمة جزاء (#=3) تم اختيار النموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$ ولبناء الخطوط المنينية لهذا النموذج يجب اتباع الخطوات التالية: -

أولاً: اختبار مجزئات بواقي النموذج

بتطبيق النموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$ في الصيغة (5) نحصل على مجزئات البواقي والتي تدل على دقة النموذج كلما كان شكل البواقي يقترب من شكل التوزيع الطبيعي ويمكن تلخيصها بالجدول (1).

جدول (1) المتوسط والتباين ومعامل الالتواء ومعامل التفطح لمجزئات البواقي

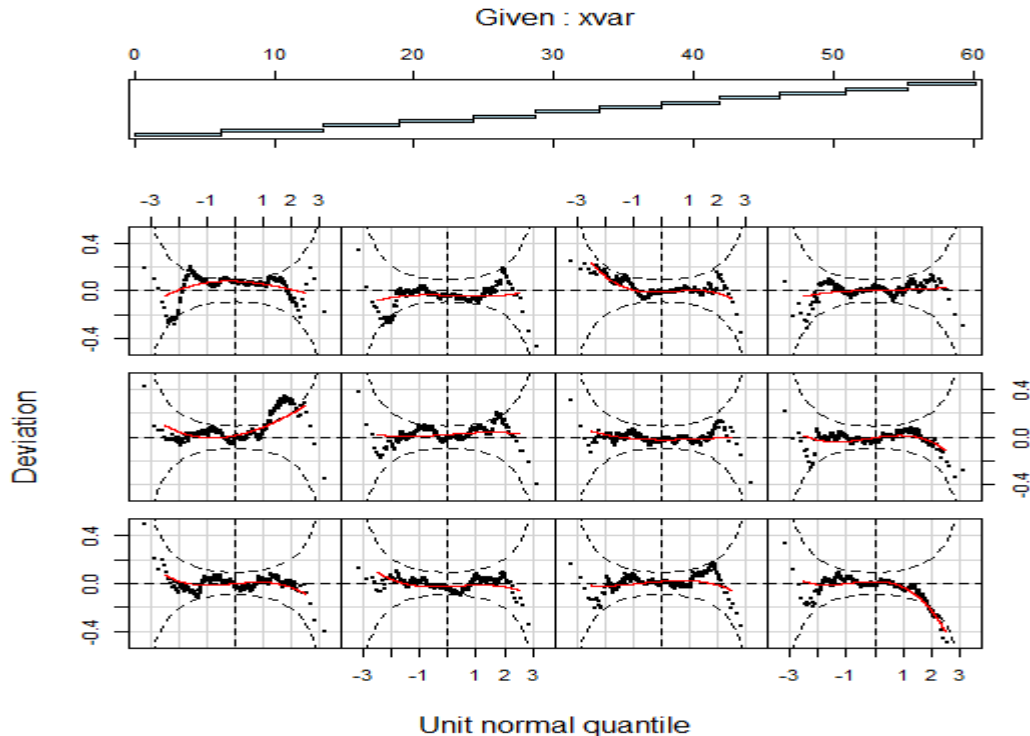
Summary of the Quantile Residuals	
mean	0.002755
variance	1.000403
coef. of skewness	-0.00119
coef. of kurtosis	2.931728

من النتائج في الجدول (1) نستنتج أن البواقي تتوزع طبيعياً.

أ. مخطط Worm Plot للنموذج

الشكل (1) يمثل مخطط Worm Plot لبواقي النموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$ ، ويعرض 12 مخططات detrended QQ plots، تطابق 12 فترة عمرية متجاورة وغير متداخلة بعدد حالات متساوية تقريباً مبينة في الجدول (2) تنتج من تقسيم المدى الكلي للعمر.

شكل (1): مخطط Worm Plot للنموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$





بناء منحنيات نمو معيارية لأطفال العراق دون سن الخامسة

ويتم اختبار درجة ملائمة النموذج لكل مجموعة عمرية بواسطة: -

i. اختبار المعاملات لأشكال البواقي الموضحة في الجدول (2)

جدول (2): معاملات بواقي المجاميع العمرية للنموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$

classes			coef			
	[,1]	[,2]	$\hat{b}_0$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	$\hat{b}_3$
[1,]	0.016442	6.198619	-0.00211	0.021093	-0.00081	-0.00861
[2,]	6.198619	13.43308	-0.02449	0.010076	0.006724	-0.00636
[3,]	13.43308	18.95758	0.017467	0.018928	-0.00873	-0.00433
[4,]	18.95758	24.21901	0.01681	-0.00148	-0.03333	-0.01319
[5,]	24.21901	28.62545	0.01131	0.046289	0.027183	-0.00226
[6,]	28.62545	33.29497	0.021555	0.017282	0.00047	-0.00249
[7,]	33.29497	37.7343	-0.02198	-0.0014	0.007093	-0.00151
[8,]	37.7343	41.77902	-0.00482	0.033903	-0.00681	-0.00926
[9,]	41.77902	46.05393	0.079642	-0.00695	-0.01809	0.001999
[10,]	46.05393	50.75633	-0.03848	-0.00711	-0.00207	0.003065
[11,]	50.75633	55.19566	-0.01181	0.009235	0.0157	-0.01131
[12,]	55.19566	60.06248	0.005058	0.004902	-0.00248	0.001588

ويظهر الجدول (2) عدم تجاوز أي معامل من معاملات المجاميع العمرية الحد المسموح به.

ii. اختبار إحصاءة Q-test

جدول (3): قيم Z_g المجاميع العمرية للنموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$

Age range in months			Z1	Z2	Z3	Z4	n
0.01644	to	6.19861	-0.07632	-0.13028	-0.07854	-0.92345	687
6.19861	to	13.433	-0.46554	-0.29407	0.526443	-0.64888	686
13.433	to	18.9575	0.22929	0.26183	-0.45126	-0.20265	686
18.9575	to	24.219	-0.43073	-1.43253	-2.00745	-1.01099	685
24.219	to	28.6254	1.006099	1.53324	1.758591	0.017807	685
28.6254	to	33.2949	0.576418	0.401445	0.047414	-0.12588	685
33.2949	to	37.7342	-0.39119	-0.20751	0.474655	-0.10341	689
37.7342	to	41.779	-0.3037	0.259154	-0.4022	-1.0367	684
41.779	to	46.0539	1.61543	0.006835	-1.24709	0.52224	688
46.0539	to	50.7563	-1.06284	0.11359	-0.14427	0.611346	687
50.7563	to	55.1956	0.101107	-0.86265	1.045632	-1.33441	686
55.1956	to	60.0624	0.067461	0.373683	-0.17662	0.291579	681
TOTAL Q stats			5.804437	5.743111	10.69932	5.950712	8229
df for Q stats			2.998334	8.500445	6.79946	5.199157	0
p-val for Q			0.121388	0.722948	0.140339	0.334066	0

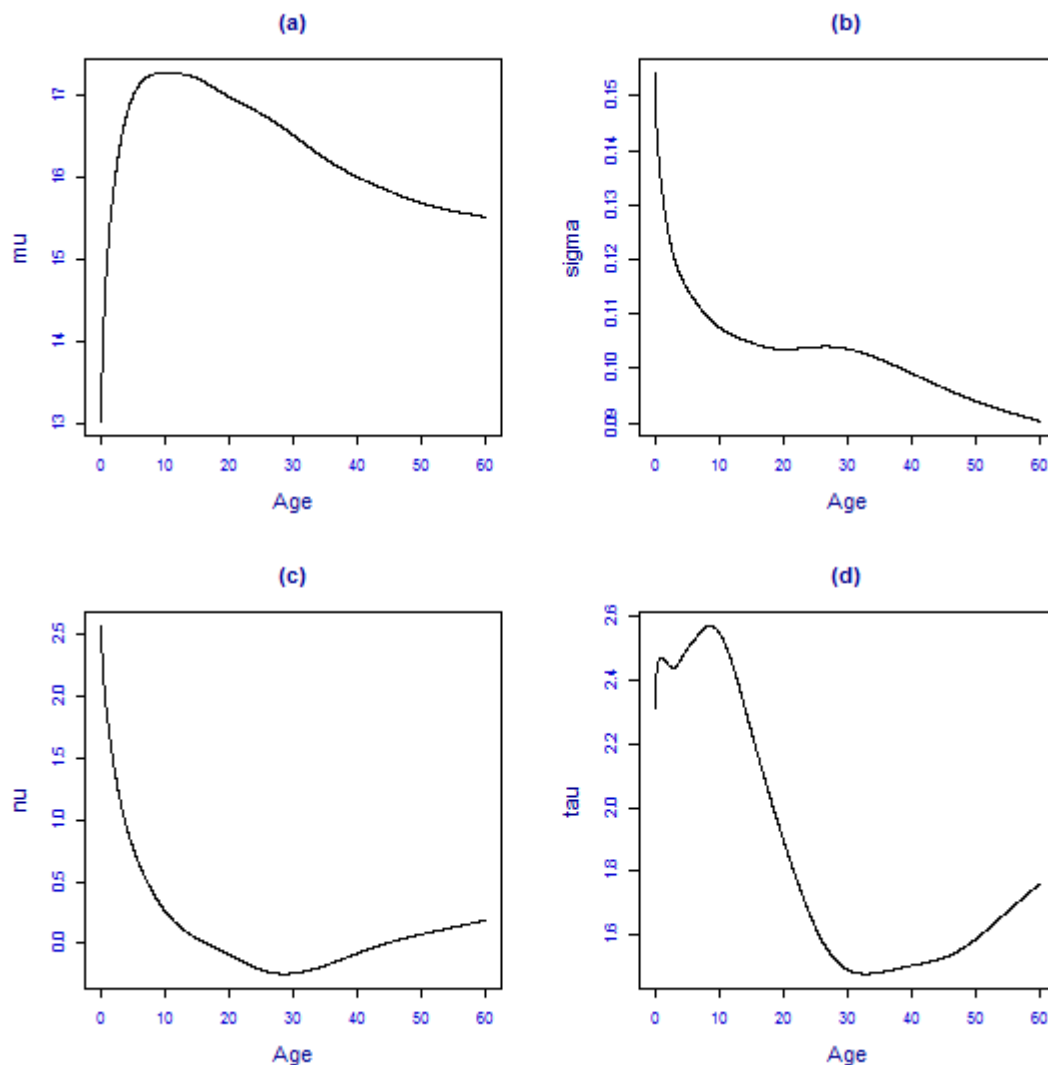


بناء منحنيات نمو معيارية لأطفال العراق دون سن الخامسة

أشار الجدول (3) إن هناك تجاوز وحيد وضئيل جدا في الإحصاءة $Z_{4,3}$ التي تعبر عن الالتواء في المجموعة العمرية الرابعة، ونتائج (p-value) لاختبارات Q_1 و Q_2 و Q_3 و Q_4 توضح جودة الملائمة للمعالم خلال العمر ككل.

ثانيا: رسم منحنيات المعالم الملائمة

لغرض تفسير سلوك البيانات خلال العمر ترسم منحنيات المعالم الملائمة $\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{\nu}, \hat{\tau}$ كما في الشكل (2)





والتي توضح ما يلي: -

(أ) منحنى النموذج الملائم لـ μ فيه وسيط مؤشر كتلة الجسم BMI للأطفال من الولادة إلى عمر السنة يزداد بمعدل سرعة عالي ويستقر تقريبا للنصف الأول من السنة الثانية ثم ينخفض هذا المعدل بشكل متدرج وتقل سرعته عند عمر 60 شهر.

(ب) أما منحنى النموذج معامل الاختلاف σ فهو مرتفع جدا للأطفال حديثي الولادة ويتناقص منه إلى عمر 12 شهر ثم يبدأ بالتحرك بشكل شبه مستقر وصولا إلى عمر 30 شهر ثم يبدأ بالانخفاض وصولا إلى عمر 60 شهر.

(ج) أما منحنى النموذج الملائم لـ v يظهر ان هناك التواء سالب بسبب كون $\hat{v} = 2.5$ ، ينخفض هذا الالتواء وصولا إلى التحول إلى الالتواء الموجب ثم يبدأ الالتواء بالزيادة عند عمر 29 شهر محاولا الاقتراب إلى الشكل الطبيعي.

(د) يظهر منحنى النموذج الملائم لـ τ يمتلك تفلطح مدبب (عندما $\tau > 2$) والتفلطح يتناقص بعد السنة الأولى وصولا إلى التفلطح الضعيف، ومع تقدم العمر يرتفع محاولا الوصول تفلطح التوزيع الطبيعي (كلما ترتفع τ إلى 2) ..

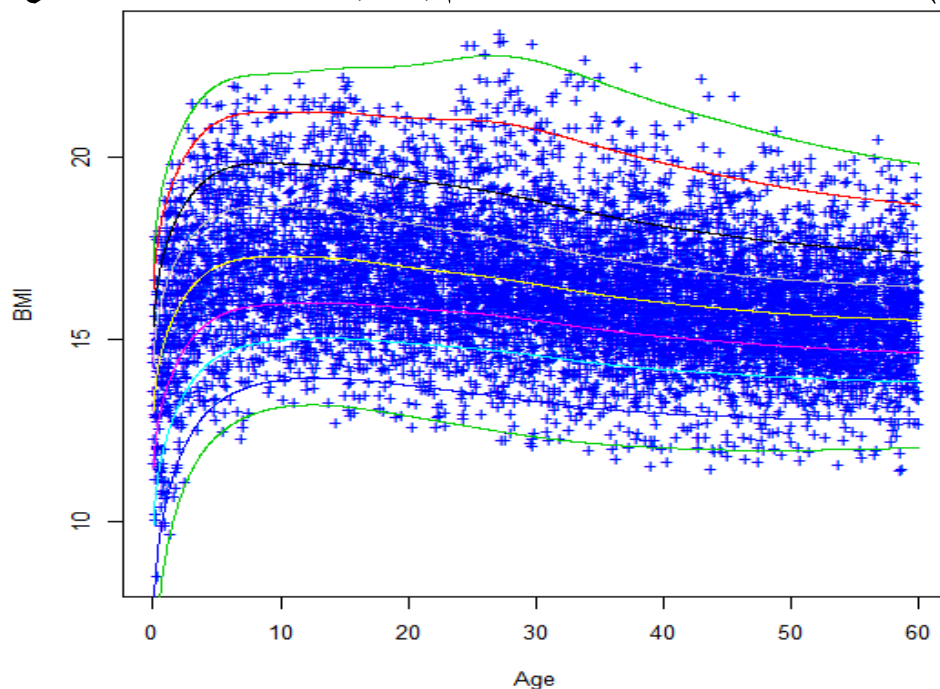
ثالثا: منحنيات الخطوط المئينية

يمكن الحصول على الخطوط المئينية من رسم المتغير y_α مقابل x . ويتم الحصول y_α من تطبيق القيم الملائمة لـ $(\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{v}, \hat{\tau})$ لكل قيمة x من النموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$ في الصيغة (6) ولمستوى معين من α . والجدول (4) يوضح النسب المئوية للبيانات المحصورة تحت كل خط مئيني ولتسعة مستويات من α .

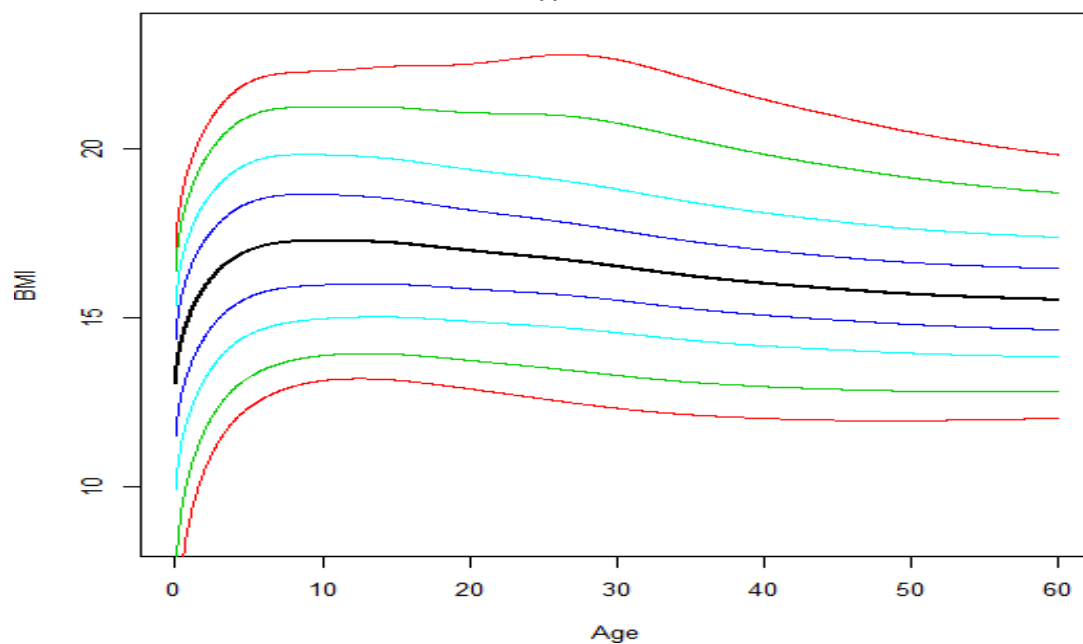
جدول(4): النسبة المئوية للبيانات تحت كل خط مئيني بمقدار α

centile α	النسبة المئوية
0.4	0.4780979
2	2.119137
10	9.48443
25	25.2875
50	50.57507
75	75.44902
90	89.58522
98	97.75165
99.6	99.88371

شكل (3) :منحنيات الخطوط المئينية لمؤشر كتلة الجسم (BMI) مقابل العمر للأطفال الذكور مع البيانات.



شكل (4) :منحنيات الخطوط المئينية لمؤشر كتلة الجسم (BMI) مقابل العمر للأطفال لذكور.





المنحنيات أعلاه هي لأطفال العراق الذكور بالنسبة لمؤشري العمر مقابل كتلة الجسم BMI من عينة المسح العنقودي متعددة المؤشرات MICS لعام 2011م ويمكن من المنحنى الطبيعي تقييم مسار نمو الطفل منذ الولادة لحد العمر 60 شهر، فأى بطئ في نمو الطفل أو سوء في تغذيته في فترة عمره المبكر يؤثر بشكل كبير على نموه بالأشهر والسنوات التالية مما يستوجب مراجعة المؤسسات الصحية المهمة برعاية الطفل لاتخاذ اللازم، كما أن أي ارتفاع بالمؤشرات والابتعاد عن النمو الطبيعي يعني أيضا سمنة او سمنة مفرطة والتي لها أيضا أضرار جانبية كثيرة مما يتطلب المتابعة الصحية.

3-4 بناء الخطوط المئينية لمؤشر كتلة الجسم (BMI) مقابل العمر للأطفال الاناث

باستعمال معيار GAIC بقيمة جزاء $(\#=3)$ تم اختيار النموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$ ولبناء الخطوط المئينية لهذا النموذج يجب اتباع الخطوات التالية: -

أولاً: اختبار مجزئات البواقي النموذج

بتطبيق النموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$ في الصيغة (5) نحصل على مجزئات البواقي والتي تدل على دقة النموذج كلما كان شكل البواقي يقترب من شكل التوزيع الطبيعي، ويمكن تلخيصها بالجدول (5).

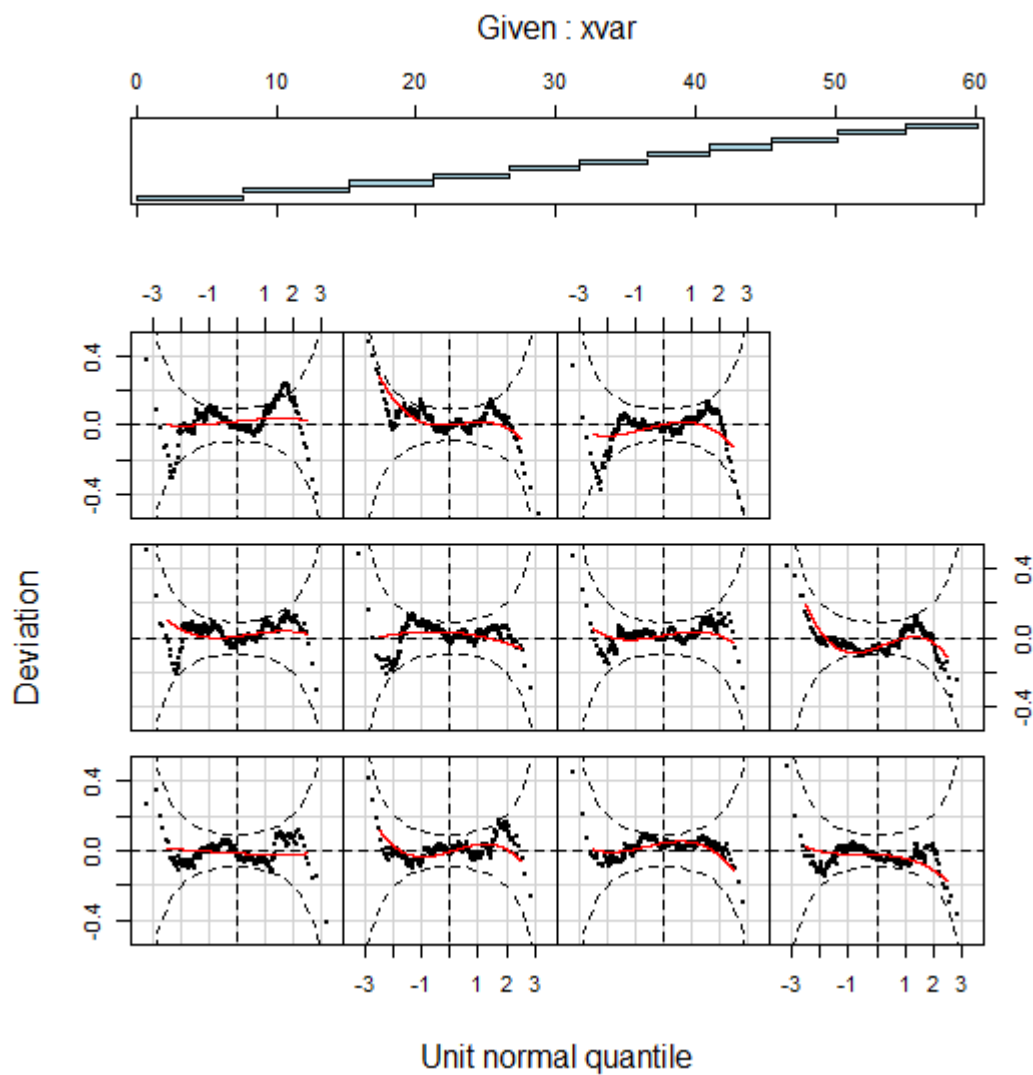
جدول (5) المتوسط والتباين ومعامل الالتواء ومعامل التفريط لمجزئات البواقي

Summary of the Quantile Residuals	
mean	0.001411
variance	0.998814
coef. of skewness	0.000963
coef. of kurtosis	2.879197

تبين النتائج في الجدول (5) أن البواقي تتوزع التوزيع الطبيعي القياسي.

أ. مخطط Worm Plot للنموذج

الشكل (5) يمثل مخطط Worm Plot لبواقي النموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$. ويعرض 11 مخطط detrended QQ plots، تطابق 11 فترة عمرية متجاورة وغير متداخلة بعدد حالات متساوي تقريبا مبينة في الجدول (7) تنتج من تقسيم المدى الكلي للعمر.

شكل (5) مخطط Worm Plot لأنموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$ 



ويتم اختبار درجة ملائمة النموذج لكل مجموعة عمرية بواسطة: -

i. اختبار المعاملات لأشكال البواقي الموضحة في الجدول (6) أدناه

جدول (6): معاملات بواقي المجاميع العمرية لأنموذج BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)

	classes		coef			
	[,1]	[,2]	$\hat{b}_0$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	$\hat{b}_3$
[1,]	0.016447	7.582237	-0.01527	-0.00855	0.002112	0.000419
[2,]	7.582237	15.24671	-0.00619	0.04894	0.005842	-0.01348
[3,]	15.24671	21.20066	0.043281	0.027592	-0.01556	-0.00835
[4,]	21.20066	26.69408	-0.0242	-0.00656	-0.00848	-0.00511
[5,]	26.69408	31.5954	0.007685	0.020271	0.008851	-0.00597
[6,]	31.59539	36.5625	0.032181	-0.01184	-0.0096	-0.00013
[7,]	36.5625	40.9375	0.012654	0.029926	-0.00035	-0.00741
[8,]	40.9375	45.44408	-0.05747	0.061213	0.015343	-0.01939
[9,]	45.44408	50.11513	0.021568	0.017642	-0.00137	-0.00199
[10,]	50.11513	54.98355	0.000138	0.012284	0.016369	-0.01332
[11,]	54.98355	60.04934	0.00295	0.032935	-0.01505	-0.00762

ويظهر الجدول (6) عدم تجاوز أي معامل من معاملات المجاميع العمرية الحد المسموح به.

ii. اختبار إحصاءة Q-test

جدول (7): قيم Z_g المجاميع العمرية لأنموذج BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)

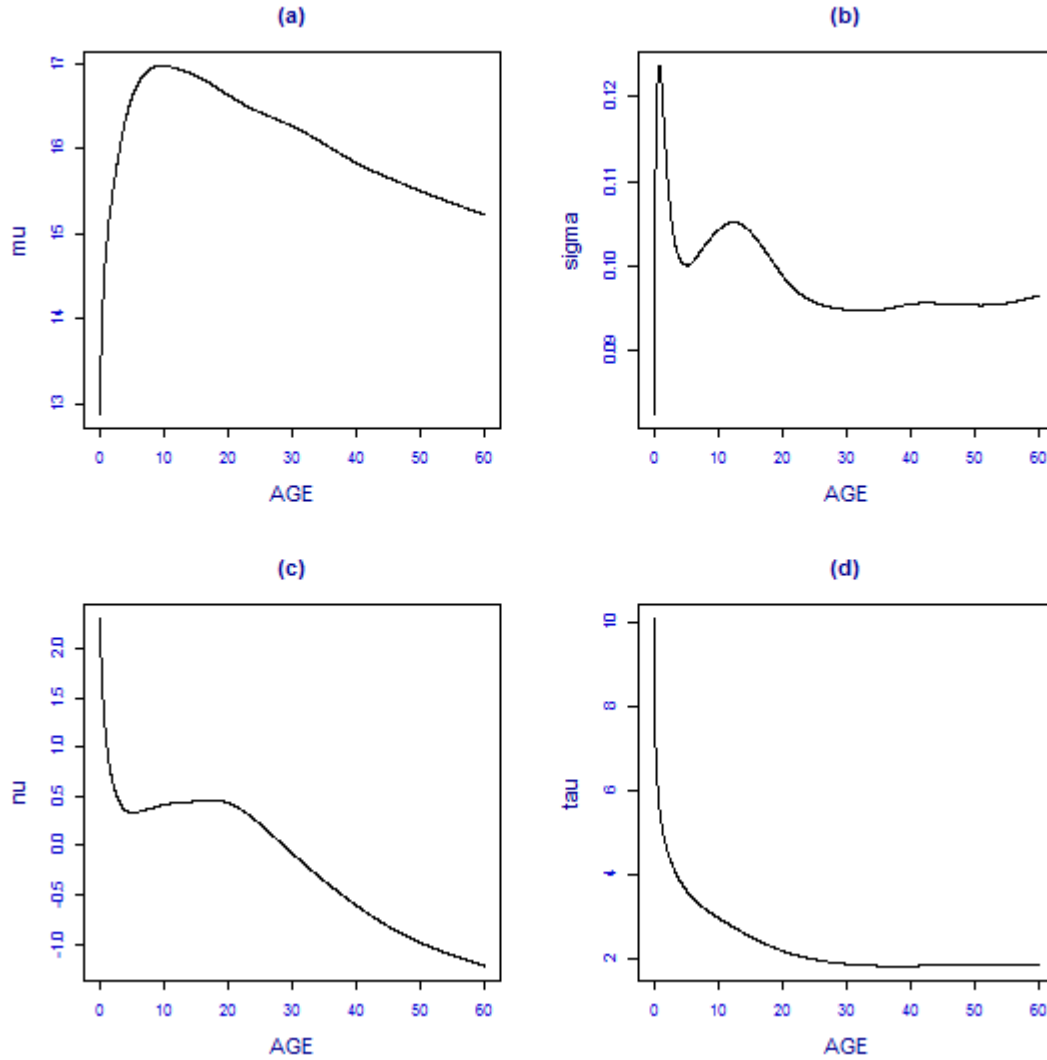
Age range in months			Z1	Z2	Z3	Z4	n
0.01644	to	7.58223	-0.35021	-0.23523	0.161327	0.193561	708
7.58223	to	15.2467	-0.0094	0.384986	0.345138	-1.25856	700
15.2467	to	21.2006	0.738429	0.136004	-0.97979	-0.78956	708
21.2006	to	26.694	-0.86486	-0.78162	-0.5387	-0.3361	701
26.694	to	31.5953	0.437396	0.148464	0.572205	-0.4331	701
31.5953	to	36.5625	0.601006	-0.4139	-0.69017	0.317038	707
36.5625	to	40.9375	0.32623	0.328266	0.006671	-0.59555	703
40.9375	to	45.444	-1.1209	0.200126	1.014556	-2.40282	707
45.444	to	50.1151	0.533274	0.527578	0.030879	0.248213	697
50.1151	to	54.9835	0.43874	-0.96695	1.075321	-1.46741	709
54.9835	to	60.0493	-0.31903	0.455625	-0.86858	-0.30319	698
TOTAL Q stats			3.910013	2.595069	5.140142	11.08095	7739
df for Q stats			2.298823	5.899161	5.399077	5.500915	0
p-val for Q			0.177307	0.849694	0.450245	0.066286	0



يبين الجدول (7) حصول تجاوز في الإحصاءة $Z_{8,4}$ يدل على قصور معنوي في ملائمة التفلطح خلال المجموعة العمرية الثامنة، وأما نتائج (p-value) لاختبارات Q_1 و Q_2 و Q_3 و Q_4 توضح جودة الملائمة للمعالم خلال العمر ككل.

ثانياً: رسم منحنيات المعالم الملائمة

لغرض تفسير سلوك البيانات خلال العمر ترسم منحنيات المعالم الملائمة $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}$, $\hat{\nu}$, $\hat{\tau}$ كما في الشكل (6) الشكل (6): منحنيات المعالم الملائمة لأتمودج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$ لمؤشر كتلة الجسم BMI للأطفال الاتا





والتي توضح ما يلي: -

(أ) منحنى النموذج الملائم لـ μ يظهر ان وسيط مؤشر كتلة الجسم للأطفال الإناث يكون منخفض للأطفال الإناث حديثي الولادة لكنه يرتفع بشكل سريع خلال السنة الأولى وصولاً إلى عمر 12 شهر ثم يبدأ بالانخفاض بشكل بطيء وصولاً إلى عمر 60 شهر.

(ب) منحنى النموذج معامل الاختلاف σ مرتفع جداً للأطفال الإناث حديثي الولادة ويتناقص بشكل سريع خلال الثلاث الأشهر الأولى إلى النصف ثم يستقر بعد العمر 24 شهر إلى عمر 60 شهر.

(ج) أما منحنى النموذج الملائم لـ v يظهر ان هناك التواء سالب بسبب كون $\hat{v} = 2.5$ للأطفال الإناث حديثي الولادة ينخفض خلال الأشهر الثلاث الأولى ليعطي التواء موجب عند $\hat{v} > 0.5$ ويستقر إلى العمر 24 شهر ثم ينخفض بعدها ليصل إلى $\hat{v} = -1.5$ عند عمر 60 شهر.

(د) يظهر النموذج الملائم لـ τ أن وجود تفلطح مدبب عالي في الشهر الأول $\tau = 12$ ينخفض بصورة سريعة خلال الشهور الأولى وبعدها تقل سرعة الانخفاض إلى أن يتحول إلى التفلطح الطبيعي $\tau = 2$ بعد عمر 25 شهر إلى عمر 60 شهر.

ثالثاً: منحنيات الخطوط المئينية

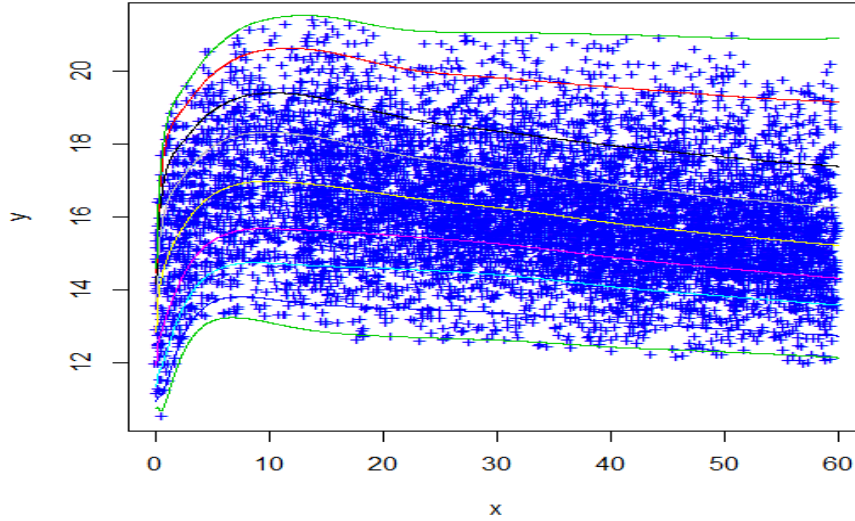
يمكن الحصول على الخطوط المئينية من رسم المتغير y_α مقابل x ، ويتم الحصول y_α من تطبيق القيم الملائمة لـ $(\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{v}, \hat{\tau})$ لكل قيمة x من النموذج $BCPE(9,4.8,3.4,5.1,0.43)$ في الصيغة (4) ولمستوى معين من α ، والجدول (8) يوضح النسب المئوية للبيانات المحصورة تحت كل خط مئيني ولتسعة مستويات من α .

جدول (8)

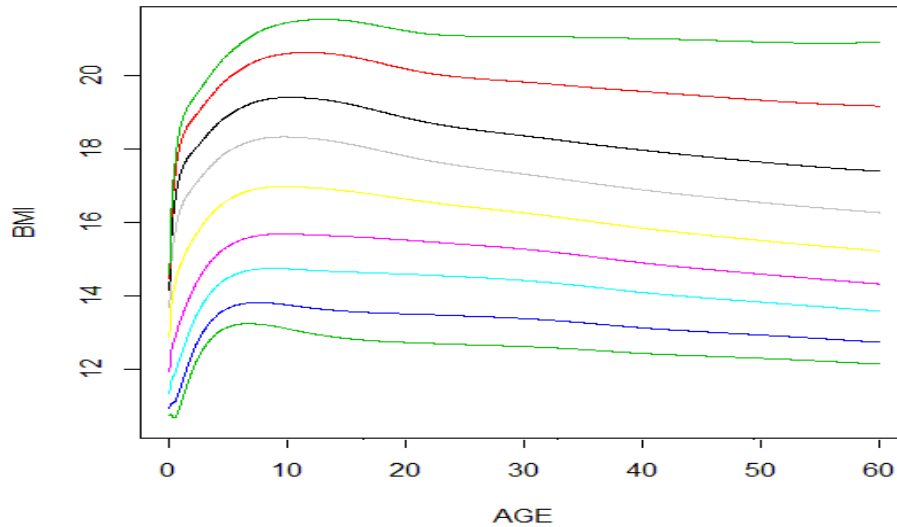
النسبة المئوية للبيانات تحت كل خط مئيني بمقدار α

centile α	النسبة المئوية
0.4	0.284275
2	2.364647
10	9.691175
25	24.29254
50	50.84636
75	76.01757
90	89.53353
98	97.64827
99.6	99.96124

شكل (7): منحنيات الخطوط المئينية لمؤشر كتلة الجسم مقابل العمر للأطفال الإناث مع البيانات.



شكل (8): منحنيات الخطوط المئينية لمؤشر كتلة الجسم مقابل العمر للأطفال الإناث



المنحنيات أعلاه هي للأطفال العراق الإناث بالنسبة لمؤشري العمر مقابل كتلة الجسم BMI من عينة المسح العنقودي متعددة المؤشرات MICS لعام 2011م ويمكن من المنحنى الطبيعي تقييم مسار نمو الطفلة منذ الولادة لحد العمر 60 شهر، فأى بطئ في نموها أو سوء في تغذيتها في فترة عمرها المبكر يؤثر بشكل كبير على نموها بالأشهر والسنوات التالية مما يستوجب مراجعة المؤسسات الصحية المهمة برعاية الطفل لاتخاذ اللازم، كما أن أي ارتفاع بالمؤشرات والابتعاد عن النمو الطبيعي يعني أيضا سمنة أو سمنة مفرطة والتي لها أيضا أضرار جانبية وأمراض كثيرة مما يتطلب المتابعة الصحية.

5. الاستنتاجات

- i. نتيجة اختبار المعاملات لأشكال البواقي المقسمة حسب المجاميع العمرية في مخططات Worm Plot تدل على ملائمة جيدة.
- ii. نتيجة اختبار Q-test للبواقي معنوية لكل النماذج الملائمة أي الوسيط صفر والتباين واحد ومعامل الالتواء صفر ومعامل التفلطح 3.
- iii. احتواء عينة بيانات متغير مؤشر كتلة الجسم للأطفال الذكور والإناث على التواء موجب يزداد بشكل طردي مع العمر
- iv. قدم مقترح الأسلوب التلقائي (Automatic Procedure) لإيجاد المعالم الفوقية إذ أعطى اصغر قيمة لمعيار GAIC، إضافة لتسريع عملية الحصول على النتائج، والتي كانت تستغرق وقتاً طويلاً بالأسلوب التلقائي إذ احتاجت 120-20 دقيقة لكل تصغير معيار GAIC بالإضافة إلى عدم الوصول لمرحلة التقارب Converge في خوارزمية الأسلوب التلقائي. علماً بأن تفاصيل المقترح مذكور بالمصدر 1.

6. التوصيات

1. نوصي باستعمال منحنيات نمو الأطفال بمتغيراته ي كافة المؤسسات الصحية التي تهتم برعاية الطفل، بعد ان كان العراق يفتقد لهذا النوع من المنحنيات ويعتمد على مخططات لدول لا تتطابق بيئياً ولا صحياً ولا فسيولوجياً مع اطفال العراق لانه لكل دولة ظروفها ومناخها وبيئتها ونموها، ويكون المنحنى الطبيعي حد فاصل لتقييم مسار نمو الطفل منذ ولادته لحد العمر 60 شهر، إذ أي سوء في تغذية الطفل في عمره المبكر يؤثر على سنوات عمره التالية مما يتوجب مراجعة المؤسسات الصحية، ايضاً اي اعتداد للمؤشرات عن المنحنى الطبيعي يعني سمنة او سمنة مفرطة وايضاً لها مخاطر صحية كثيرة مما يتطلب المتابعة الصحية، مع الامكانية بتطويرها مستقبلاً لتشمل متغيرات جديدة كالبينة (حضر وريف) ولون البشرة .
2. نوصي بإضافة إسئلة مهمة الاستمارة المسح العنقودي MICS في المسوحات المقبلة بسبب أن هناك قصور فيما يتعلق بالقياسات البشرية لتسجيل نمو الطفل منها محيط الراس وعرض الذراع وسمك طوية الجلد لمنطقة الذراع والبطن، إضافة لاستيضاح نوع الرضاعة المعطاة وفترتها لإهمية ذلك في تصنيف تغذية الطفل بصورة صحيحة إضافة لأسئلة تخص صحة الطفل بشكل عام.
3. بالنظر لما قدمه مقترح الأسلوب التلقائي والذي عالج مشكلة كون القيم الأولية يجب أن تتكون من توليفة من قيم المعالم الفوقية قريبة من القيم النهائية، والهدف الوصول إلى اسرع تقارب، والمقترح صغر معيار GAIC، وان صعوبة إيجاد القيم الأولية تجعل من الصعب بناء النماذج وبالتالي منحنيات النمو.



7. المصادر

1. أحمد، احمد ، شهاب ، (2014) " استعمال أنموذج تجميعي عام لمعلومات الشكل والموقع والقياس في بناء منحنى نمو معياري للأطفال في العراق " ماجستير في الإحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد.
2. Buuren, S. V., Fredriks, M., (2001), " Worm plot: A simple diagnostic device for modeling growth reference curves", Statistics in Medicine, Vol. 20, 1259–1277.
3. D' Agostino, R.B., Balanger, A & D'Agostino Jr. R.B., (1990), " Suggestion for using powerful and informative tests of normality" American Statistician , Vol.,44, 316-321.
4. Rigby, R.A., Stasinopoulos, D.M., (2005), " Generalized additive models for location, scale and shape". Applied Statistics, Vol. 54 507–554.
5. Rigby, R. A. & Stasinopoulos, D. M., (2004), "Smooth centile curves for skew and kurtotic data using the Box–Cox power exponential distribution", Statistics in Medicine, Vol. 23, 3053–3076.
6. Rigby , R.& Stasinopoulos, M.,(2010), "A Flexible Regression Approach Using GAMLSS in R".
7. Royston, P., Wright, E., (2000), "Goodness-of-fit statistics for age-specific reference intervals", Statistics in Medicine, Vol. 19, 2943–2962.
8. Stasinopoulos, D.M. & Rigby, R.A. (2007), " Generalized Additive Models for Location Scale and Shape (GAMLSS) in R" Journal of Statistical Software, Vol., 23, Issue 7.
9. Stasinopoulos, D.M.& Rigby, R.A.& Akantziliotou, C., (2008), " Instructions on how to use the GAMLSS Package in R" , Second Edition Technical Report.



Building standardized Growth Curves for Iraqi Children Under Five Years

Abstract

The growth curves of the children are the most commonly used tools to assess the general welfare of society. Particularity child being one of the pillars to develop society; through these tools we can path a child's growth physiology. Centile line is of the important tools to build these curves, which give an accurate interpretation of the information society, also responds with illustration variable age. To build standard growth curves for BMI, we use BMI as index. LMSP method used for finding Centile line which depends on four curves represent Median, Coefficient of Variation, Skews and Kurtosis. These can be obtained by modeling four parameters as nonparametric Smoothing functions for illustration variable. Maximizing penalized likelihood in Fisher scoring algorithm includes RS& GS algorithms. The resulting centiles expressed multi-level of body mass index ranging from lack nutrition to obsess, also LMSP gives good results and BMI with positive skew increases with age. Data on the variable applied to Iraqi children under five years of the multiple indicator cluster survey in 2011 and under the supervision of world health organization (WHO).

Keyword: Centile; LMSP Method; Box-Cox Distribution; General Additive model for location scale and shape.