

Modelación de indicadores del estado nutricional de la embarazada desde un enfoque multinivel

Modeling of Indicators of Nutritional Status of Pregnant Women from a Multilevel Approach

MINERVA MONTERO^{1,a}, MARIA ELENA DÍAZ^{2,b}, SANTA JIMÉNEZ^{2,c},
IRAIDA WONG^{2,d}, VILMA MORENO^{2,e}

¹DEPARTAMENTO DE MATEMÁTICA, INSTITUTO DE CIBERNÉTICA, MATEMÁTICA Y FÍSICA, LA
HABANA, CUBA

²DEPARTAMENTO DE ANTROPOLOGÍA, INSTITUTO DE NUTRICIÓN E HIGIENE DE LOS
ALIMENTOS, LA HABANA, CUBA

Resumen

Se presenta una estrategia para la construcción de indicadores antropométricos empleados para evaluar el estado nutricional de la mujer embarazada. Las referencias del peso por semana de embarazo, según la estatura y el índice de masa corporal de la mujer al inicio de la gestación, se construyen a partir de modelos multinivel para medidas repetidas. Para verificar la consistencia de los valores estimados y ajustar el posible efecto del desbalance de los datos causado por observaciones perdidas, las estimaciones máximo-verosímil se comparan con las obtenidas mediante un método bootstrap. Los resultados obtenidos no sólo evidencian el poder de los modelos multinivel para la construcción de patrones de referencia, sino que además permiten estimar rangos de ganancia de peso recomendados para las embarazadas de la población en estudio.

Palabras clave: antropometría, estudios longitudinales, medidas repetidas, modelo multinivel.

Abstract

A strategy for the construction of anthropometric indicators employed for the evaluation of the pregnant women's nutritional state is presented. The references of weight by pregnancy week, according to height and the

^aInvestigadora auxiliar. E-mail: minerva@icimaf.cu

^bInvestigadora titular. E-mail: maryelen@infomed.sld.cu

^cInvestigadora titular. E-mail: vdninha@infomed.sld.cu

^dAntropometrista. E-mail: iraida@sisvan.sld.cu

^eAntropometrista. E-mail: vilma@sisvan.sld.cu

body mass index at the beginning of pregnancy, are constructed by means of multilevel models for repeated measurements. The maximum likelihood estimations are compared to those obtained by the bootstrap method in order to verify the consistency of the estimated values and the fitting of the possible data imbalance effect, caused by missing observations. The obtained results evidence not only the power of the multilevel models for the construction of reference patterns, but they also permit estimate ranks of gain in weight recommended for pregnant women representative of the population under study.

Key words: Anthropometry, Longitudinal studies, Multilevel model, Repeated measurements.

1. Introducción

Una adecuada clasificación nutricional de la mujer durante el embarazo permitirá una mejor identificación de los riesgos adversos asociados a la gestación. Diferentes métodos basados en indicadores antropométricos del estado nutricional materno han sido propuestos como patrones de referencia para realizar la valoración clínica y epidemiológica de la mujer embarazada (Gueri, Jutsum & Sorhaindo 1982, Fescina 1986, Rosso 1995, IOM 1990*a*, Krasovec & Anderson 1991, WHO 1995, Schwarcs, Díaz, Fescina, De Mucio, Belitzky & Delgado 1995, IOM 1990*b*, Lubin, Blot, Berrino, Flamant, Gillis, Kunze, Schmäwhl & Visco 1997, Mardones & Rosso 2005). No obstante, cuando se usan referencias extranjeras deben tenerse en cuenta las diferencias genéticas y ambientales existentes entre áreas de desigual desarrollo económico para evitar una sobrevaloración o subvaloración de los problemas nutricionales. Para corregir tales sesgos es necesario desarrollar herramientas de evaluación conforme al contexto físico y sociocultural de la población de interés.

En este artículo se presentan los principales resultados de una investigación cubana para la construcción de valores de referencias locales (Díaz, Montero, Jiménez, Wong & Moreno 2008*b*, Díaz, Montero, Jiménez, Wong & Moreno 2009), donde el peso materno se utiliza como principal indicador del estado nutricional durante el embarazo. Los datos longitudinales, medidos sobre las mismas embarazadas en diferentes ocasiones, dan lugar a una estructura jerárquica en la que las medidas repetidas se anidan dentro de las gestantes seleccionadas de la población de interés; así, las ocasiones constituyen las unidades de nivel-1, y las embarazadas las unidades de nivel-2. La heterogeneidad y dependencia de los datos se tiene en cuenta modelando el problema desde un enfoque multinivel (Goldstein 1995, Brik & Raudenbush 1992).

Los modelos multinivel se usaron para construir canales de seguimiento del peso de la embarazada a partir de los datos disponibles medidos en las consultas de control prenatal (una vez al mes), como establece el sistema de salud nacional; no obstante, no se desestimó ninguna observación adicional realizada fuera de lo planificado. El resultado es un conjunto de datos con un número desigual de mediciones por embarazadas y donde los intervalos de tiempo varían entre las embarazadas. El enfoque multinivel es capaz de acomodar este tipo de datos des-

balanceados y es eficiente aun cuando algunos datos se pierden aleatoriamente, como cuando ocurre si alguna mujer no asiste a la consulta programada. El objetivo de este trabajo es describir el procedimiento utilizado en la construcción de indicadores antropométricos del estado nutricional de la embarazada a partir de una muestra de datos longitudinales con intervalos irregulares entre mediciones y con observaciones perdidas.

En los modelos multinivel propuestos se examinaron los parámetros fijos y los componentes de la varianza de los errores aleatorios. Esto permitió hacer inferencias sobre los efectos de la población utilizando una muestra aleatoria de embarazadas; lo que justifica el desarrollo de un patrón de referencia con el que se puede realizar la valoración nutricional de la mujer en cualquier momento del embarazo.

La metodología presentada en este artículo brinda una útil herramienta que puede conducir al mejoramiento de la eficacia en el diagnóstico del bajo peso y el sobrepeso materno, teniendo en cuenta las características de la población. La elaboración de instrumentos de evaluación adaptados a las condiciones de cada nación puede favorecer las acciones pertinentes para poner en marcha actividades educativas, de intervención y de vigilancia nutricional, entre otras, encaminadas a mejorar la salud de la embarazada.

2. Materiales y métodos

Población: el universo de estudio lo componen embarazadas con edades entre 20 y 39 años, atendidas en los consultorios¹ de la red de policlínicos de los 15 municipios de la capital habanera, en los cuales residen mujeres provenientes de las diferentes regiones del país y que representan todos los estratos socioambientales, según los datos de la encuesta de migraciones internas y estadísticas continuas (Montes, Sanmarful & Lantigua 2003, González-Rego 2003).

Criterios de inclusión y exclusión: las mujeres incluidas en el estudio asistieron a su primera consulta prenatal antes de la semana 13, se encontraban clínicamente sanas, sin anomalías genéticas, ni patologías que pudieran afectar el desarrollo fetal, no eran fumadoras, ni consumían alcohol u otras drogas. Fueron excluidas mujeres con embarazos gemelares o con complicaciones obstétricas que influyeran en el crecimiento del feto (diabetes gestacional, hipertensión inducida por el embarazo u otra patología que debute en el embarazo). También se excluyeron partos con edades gestacionales menores que 37 semanas y mayores de 42 semanas.

Muestra: al comienzo de la investigación se proyectó un tamaño de muestra teniendo en cuenta su representatividad con respecto a las estadísticas de los nacidos vivos en instituciones de salud de los últimos años previos al estudio. Según estas consideraciones, teniendo en cuenta el número de muertes maternas y delimi-

¹En Cuba existe un programa nacional de atención materno-infantil que prescribe los cuidados prenatales a todas las embarazadas (sanas o enfermas) en cada uno de los consultorios médicos del país.

tando el rango de edad de interés para el estudio, la muestra quedó compuesta por 7000 embarazadas entre 20 y 39 años que asistieron, durante septiembre del 2004 y diciembre del 2006 a las consultas de atención prenatal de todos los consultorios del médico de familia pertenecientes a cada área de salud de los 15 municipios de la capital del país y que cumplieran con los criterios de inclusión y exclusión requeridos. Finalmente, después de un análisis exploratorio y un proceso de limpieza de datos, la muestra quedó formada por 6750 embarazadas.

Debe señalarse que las consultas de atención prenatal se realizan invariablemente en los consultorios del médico de familia, de acuerdo con una carpeta metodológica establecida por el Ministerio de Salud Pública de la República de Cuba, va dirigida a todas las gestantes cubanas, independientemente de su condición socioeconómica, educacional, cultural y de salud.

Antropometría: las mediciones antropométricas tomadas en cada embarazada comprendieron la estatura (cm) en la primera consulta prenatal y el peso (kg) en diferentes momentos del embarazo, según las técnicas indicadas (Lohman, Roche & Martorell 1988, Díaz, Montero, Jiménez, Wong & Moreno 2008a). El período de observación para cada embarazada estuvo comprendido entre la semana 13 y la consulta de término del embarazo.

Estudio exploratorio: la muestra se dividió en estratos según 12 rangos de estatura (ver tabla 1), determinados de forma tal que se garantizaran más de 200 observaciones por cada semana de embarazo, lo cual corresponde con los criterios recomendados por la Organización Mundial de la Salud (WHO 1995).

TABLA 1: Estratos según rangos de estatura.

| Estratos | Estatura (cm) | Estrato | Estatura (cm) | Estrato | Estatura (cm) |
|----------|---------------|---------|---------------|---------|---------------|
| 1 | 140.0-150 | 5 | 156.1 - 158 | 9 | 164.1 - 166 |
| 2 | 150.1-152 | 6 | 158.1 - 160 | 10 | 166.1 - 168 |
| 3 | 152.1-154 | 7 | 160.1 - 162 | 11 | 168.1 - 170 |
| 4 | 154.1-156 | 8 | 162.1 - 164 | 12 | >170 |

En la figura 1 se muestra la distribución por estratos de la estatura de las embarazadas.

Se calculó el índice de masa corporal ($IMC = peso(kg) / estatura^2 (m^2)$) de cada mujer en el momento de la captación² y se determinaron los percentiles 10, 75 y 90 de este indicador. Estos permiten identificar posibles riesgos de malnutrición de acuerdo con la clasificación presentada en la tabla 2.

En la figura 2.a se muestra la distribución del peso en el momento de la captación para las embarazadas incluidas en cada uno de los estratos establecidos. Como es de esperar, el peso promedio y la varianza muestral son mayores en los estratos con mayor estatura; se observa además que en todos los estratos aparecen casos extremos (por exceso). En la figura 2.b se muestra la distribución del peso en el momento de la captación según el estado nutricional de la mujer al inicio del embarazo. En este gráfico se observan también casos extremos.

²Primera consulta prenatal.

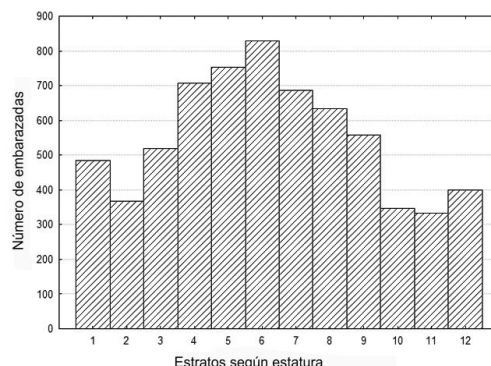


FIGURA 1: Distribución por estratos de la estatura de las embarazadas.

TABLA 2: Estado nutricional según IMC en el momento de la captación.

| Estado nutricional | IMC en el momento de la captación |
|--------------------|---|
| Peso deficiente | $IMC \leq 18.8$ (<i>percentil 10</i>) |
| Peso adecuado | 18.8 (<i>percentil 10</i>) $> IMC > 25.6$ (<i>percentil 75</i>) |
| Sobrepeso | 25.6 (<i>percentil 75</i>) $\geq IMC \geq 28.6$ (<i>percentil 90</i>) |
| Obesidad | $IMC \geq 28.6$ (<i>percentil 90</i>) |

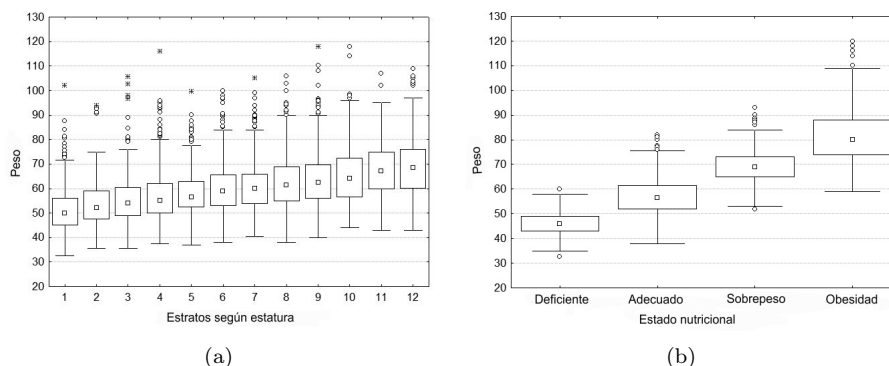


FIGURA 2: Distribución del peso por (a): estratos según rangos de estatura y (b): estado nutricional según IMC en el momento de la captación.

En la figura 3 se muestra, para cada uno de los estratos, los perfiles-tiempo del peso (en kg) de cada embarazada medido durante 28 ocasiones (de la semana 13 a la 40 de embarazo). Estos gráficos indican una primera idea de la existencia de la relación lineal entre la respuesta y el tiempo. El análisis señaló además una amplia variación del peso inicial entre las embarazadas y un patrón similar en el comportamiento del peso durante el período de evaluación.

Se observa que en todos los estratos hay perfiles que se separan de la mayoría. Algunos de estos casos podrían pertenecer a una población diferente del cuerpo

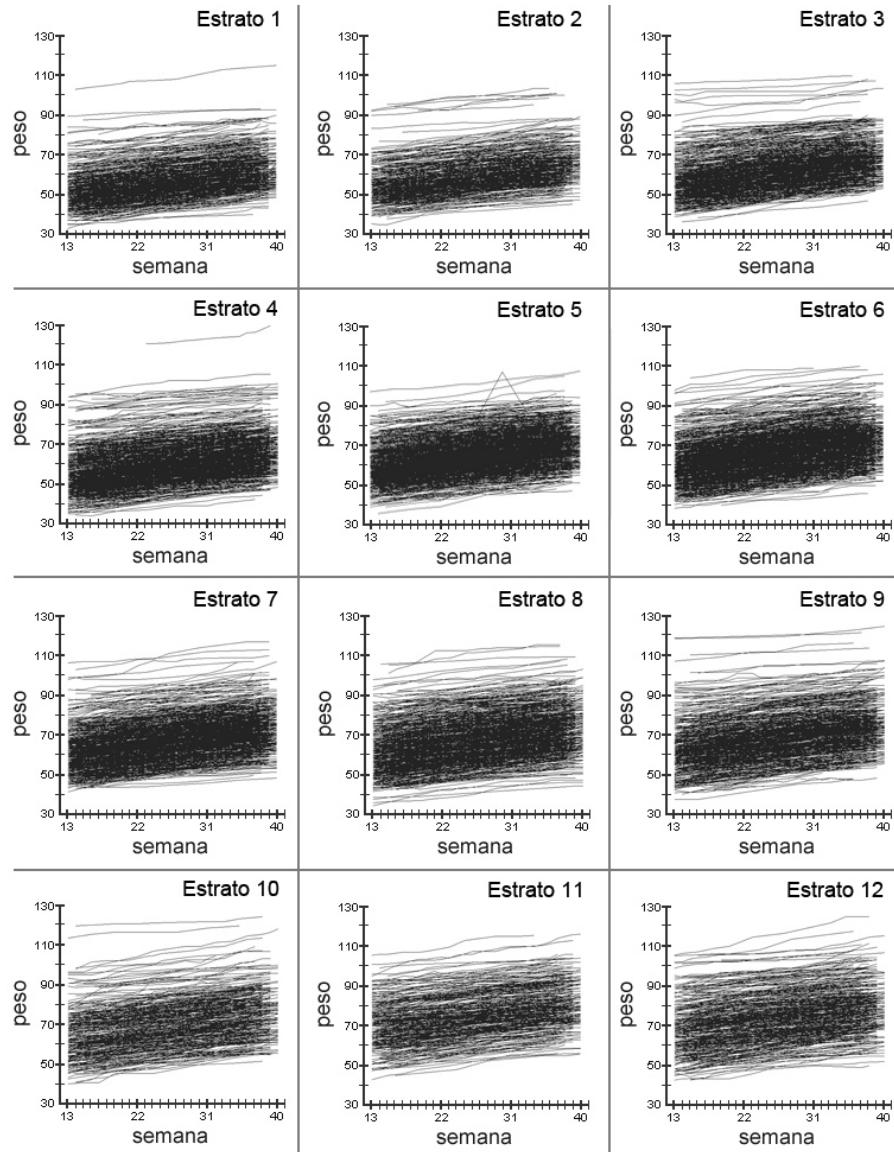


FIGURA 3: Perfiles-tiempo del peso de las embarazadas en cada estrato.

principal de la población de embarazadas. En el estrato 5 puede observarse un punto aberrante en la semana 30 de una de las embarazadas. Otros patrones atípicos o estructuras comunes son muy difíciles de visualizar debido, al tamaño considerable de las muestras en cada estrato. Para la detección de las observaciones atípicas, se subdividió cada estrato en muestras más pequeñas y se realizó un minucioso análisis gráfico exploratorio para cada submuestra.

En la variabilidad del peso entre las embarazadas de la muestra puede estar influyendo un número considerable de factores (IOM 1990*b*, Rasmussen & Yaktine 2009), en este trabajo se consideran los antropométricos: estatura e IMC.

Modelos multinivel: el análisis estadístico se abordó desde un enfoque de modelación multinivel para medidas repetidas (Beacon & Thompson 1982, Goldstein 1995, Quené & Huub 2004). La variación del peso de cada embarazada a través del tiempo ocurre en el nivel-1 y la variación de los pesos entre las embarazadas ocurre en el nivel-2.

Sea y_{it} el peso de la embarazada i en la ocasión t y x_{it} la variable indicadora del momento en que se hace la medición ($i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, m_i$). Para cada una de las embarazadas el comportamiento de la respuesta observada a través del tiempo se puede investigar mediante el modelo de nivel-1:

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}x_{it} + e_{it} \tag{1}$$

donde β_{0i} y β_{1i} son el intercepto y la pendiente para la i -ésima ecuación de nivel-1 y e_{it} captura la variación del peso en el momento t sobre la curva de crecimiento individual i , tal que $E[y_{it}] = \beta_{0i} + \beta_{1i}x_{it}$, suponiendo que $E[e_{it}] = 0$ y $var[e_{it}] = \sigma_e^2$.

Para modelar la variación entre las embarazadas se formularon ecuaciones adicionales de nivel-2, donde uno o ambos de los parámetros de regresión de nivel-1 se modelan como la suma de una media general más una desviación aleatoria de la media. Durante el desarrollo de la modelación se pueden incluir, además, variables explicativas de nivel-2 invariantes en el tiempo. Por ejemplo, en el caso de un único predictor continuo z_i , los modelos de nivel-2 se componen de las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} \beta_{0i} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}z_i + u_{0i} \\ \beta_{1i} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}z_i + u_{1i} \end{aligned} \tag{2}$$

donde u_{0i} y u_{1i} son errores aleatorios con esperanza y varianza:

$$E(u_{0i}) = E(u_{1i}) = 0$$

$$var(u_{0i}) = \sigma_{u_0}^2, \quad var(u_{1i}) = \sigma_{u_1}^2, \quad cov(u_{0i}, u_{1i}) = \sigma_{u_0u_1} \tag{3}$$

Este modelo de dos niveles puede escribirse como una única ecuación sustituyendo las ecuaciones (2) en la ecuación (1). Reordenando términos se obtiene el modelo combinado:

$$y_{it} = \gamma_{00} + \gamma_{10}x_{it} + \gamma_{01}z_i + \gamma_{11}x_{it}z_i + u_{0i} + u_{1i}x_{it} + e_{it} \tag{4}$$

El término $x_{it}z_i$ representa el efecto de interacción entre los predictores de los dos niveles. Los errores de nivel-2 se interpretan como las desviaciones del intercepto y la pendiente de la embarazada i con respecto a los valores medios de la población, después de haber controlado el predictor de nivel-2. El segmento $(\gamma_{00} + \gamma_{10}x_{it} + \gamma_{01}z_i + \gamma_{11}x_{it}z_i)$ en la ecuación (4) contiene todos los coeficientes fijos y se le conoce como parte fija. El segmento $(u_{0i} + u_{1i}x_{it} + e_{it})$ contiene todos los términos que representan los errores aleatorios y se le conoce como parte aleatoria. La parte fija no varía entre las embarazadas y la parte aleatoria es susceptible de variar entre las embarazadas. Dentro de este contexto, los términos $\gamma_{00}, \gamma_{10}, \gamma_{01}, \gamma_{11}$ se denominan parámetros fijos y las varianzas/covarianzas de los errores aleatorios se denominan parámetros aleatorios.

Estimación de los parámetros: para estimar los parámetros desconocidos se utilizó el procedimiento Mínimos Cuadrados Generalizados Iterativos Restringidos (RIGLS, por su sigla en inglés), el cual supone que la distribución de los errores es normal multivariada. En la práctica, sin embargo, las muestras son finitas y la suposición de normalidad puede ser violada, posiblemente dando lugar a estimaciones sesgadas y errores estándar inapropiados. Para corregir los errores estándar y las estimaciones de los intervalos de confianza de forma tal que sean menos dependientes de la distribución supuesta, se usa como procedimiento alternativo de estimación un método Bootstrap (Efron & Gong 1983, Laird & Louis 1989), donde los límites de confianza se calculan a partir de los percentiles de las estimaciones bootstrap.

Después del ajuste de cada modelo se realizó un análisis del cumplimiento de las hipótesis utilizando métodos gráficos de diagnóstico, se estudiaron las observaciones atípicas y se analizaron las que tenían una mayor influencia en el modelo. En los casos en que se consideró apropiado se excluyeron las observaciones anómalas y se hizo un reajuste del modelo.

3. Resultados y discusión

Análisis multinivel: en esta sección se presenta un resumen del desarrollo de los cuatro modelos propuestos, ajustados para todos los conjuntos de datos. A modo de ilustración, en la tabla 2 se muestran las estimaciones de los parámetros asociados al estrato 5, dentro de cuyos límites se ubica el valor estimado de la estatura de la población cubana femenina.

Para cada embarazada (unidades de nivel-2) seleccionada de la población de interés se tienen hasta 28 mediciones (unidades de nivel-1) de su peso. Sea Sem la variable indicadora de la semana de gestación en que se efectúa la medición. Para iniciar el proceso de ajustar el efecto del tiempo sobre el peso de la embarazada se usó el siguiente modelo:

$$y_{it} = \gamma_{00} + \gamma_{10} (Sem)_{it} + u_{0i} + e_{it} \quad (\text{modelo A})$$

En el modelo A se considera una variabilidad del peso materno en la semana 13 de embarazo; sin embargo, el efecto del tiempo de gestación (semana de embarazo),

se modela como constante, o sea, se supone que el ritmo de crecimiento es el mismo para todas las embarazadas. La desviación del peso de la i -ésima embarazada al inicio de la gestación, con respecto a los valores promedios de la población, queda expresada mediante el término aleatorio u_{0i} . Con el objetivo de permitir la variación del efecto del tiempo entre las diferentes embarazadas, se introduce en la ecuación el término de error u_{1i} , de modo que el nuevo modelo se exprese como:

$$y_{it} = \gamma_{00} + \gamma_{10}(Sem)_{it} + u_{0i} + u_{1i}(Sem)_{it} + e_{it} \quad (\text{modelo B})$$

Como se deduce de la tabla 3, existe una fuerte evidencia de la supuesta variación del efecto asociado al tiempo de embarazo, ya que el cambio del modelo A al B en la log-verosimilitud ($35786.53-29495.1=6291.43$), comparado con una distribución con 2 gl, es significativo. Correspondientemente, se reduce el valor estimado de la varianza, “dentro” de las embarazadas (de 2.269 a 0.781). Para explicar la variación del peso de las embarazadas en la semana 13 se incluye en el modelo la variable IMC, que representa el IMC en el momento de la capacitación, centrado con respecto a su mediana muestral (22.9) para todas las embarazadas; así, cuando esta variable toma el valor cero, la respuesta en el modelo se interpreta como el peso corporal en la semana t para las embarazadas con un IMC correspondiente al percentil 50. Ahora, el modelo toma la forma:

$$y_{it} = \gamma_{00} + \gamma_{10}(Sem)_{it} + \gamma_{01}(IMC)_i + u_{0i} + u_{1i}(Sem)_{it} + e_{it} \quad (\text{modelo C})$$

La importante disminución (de 84.029 a 2.721) del valor estimado de $\sigma_{u_0}^2$ es un indicador de que la variación entre las embarazadas en el parámetro intercepto depende, como es de esperar, del estado nutricional al comienzo de su gestación. Finalmente, se introduce la variable IMC como un predictor que también podría influir en las divergencias del comportamiento del peso durante el embarazo; así, el modelo queda expresado mediante la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \gamma_{00} + \gamma_{10}(Sem)_{it} + \gamma_{01}(IMC)_i + \gamma_{11}(Sem \times IMC)_{it} + u_{0i} + u_{1i}(Sem)_{it} + e_{it} \quad (\text{modelo D})$$

La introducción de γ_{11} , que representa el impacto medio por cada unidad de cambio en la variable IMC sobre el efecto de la semana de embarazo, no provoca cambios importantes en los valores del resto de los parámetros; sin embargo, el valor estimado es significativo (tabla 3) y se destaca su signo negativo, que corresponde con la interpretación biológica esperada.

En la figura 4 se presentan los gráficos para el diagnóstico de las diferencias entre la distribución normal y la distribución de probabilidad de la población de la que se ha extraído la muestra aleatoria de embarazadas pertenecientes al estrato 5. Los gráficos muestran que la distribución asintótica de los residuos de nivel-1 y la de los residuos de nivel-2 son aproximadamente normales. No se observan residuos correspondientes a observaciones marcadamente atípicas.

El proceso de modelación y análisis para el resto de los estratos fue similar al realizado para la muestra perteneciente al estrato 5. En todos los casos se comprobó que la variable respuesta tiene una distribución normal y que los tamaños de

TABLA 3: Estimación (errores estándar) de los parámetros de los modelos A, B, C y D para los datos correspondientes al estrato 5.

| Parámetros | Modelos | | | |
|--|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | A | B | C | D |
| <i>Fijos</i> | | | | |
| γ_{00} (<i>const</i>) | 58.099 (0.335) | 58.123 (0.345) | 56.761 (0.066) | 56.744 (0.066) |
| γ_{10} (<i>Sem</i>) | 0.481 (0.002) | 0.478 (0.006) | 0.478 (0.006) | 0.483 (0.006) |
| γ_{01} (<i>IMC</i>) | | | 2.445 (0.017) | 2.476 (0.018) |
| γ_{11} (<i>Sem</i> \times <i>IMC</i>) | | | | -0.009 (0.002) |
| <i>Aleatorios</i> | | | | |
| nivel 2 | | | | |
| $\sigma_{u_0}^2$ | 78.278 (4.174) | 84.029 (4.488) | 2.721 (0.163) | 2.711 (0.164) |
| $\sigma_{u_1}^2$ | | 0.023 (0.001) | 0.023 (0.001) | 0.022 (0.001) |
| $\sigma_{u_0 u_1}$ | | -0.365 (0.056) | -0.003 (0.011) | -0.059 (0.010) |
| nivel 1 | | | | |
| σ_e^2 | 2.269 (0.036) | 0.781(0.013) | 0.781(0.013) | 0.781(0.013) |
| $-2(\log\text{-verosimilitud})$ | 35786.530 | 29495.100 | 27139.770 | 27106.390 |

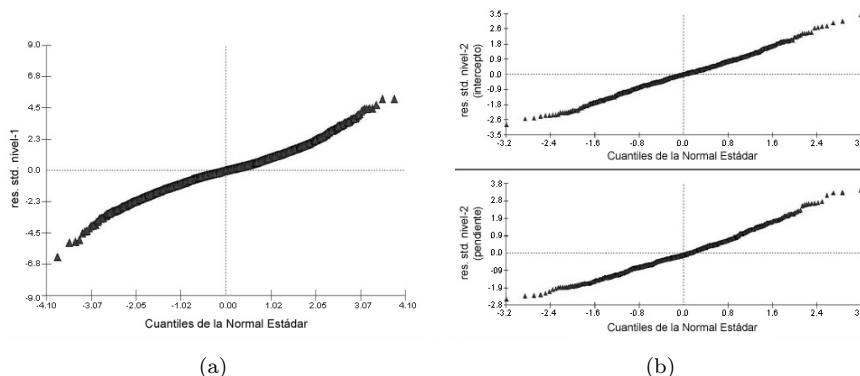


FIGURA 4: Normales para los residuos estandarizados de (a): nivel-1 y (b): nivel-2.

muestra por estrato (entre 334 y 830 embarazadas) en el nivel-2 pueden considerarse adecuados (Kreft 1996, Monk 1995). En el nivel-1, sin embargo, el tamaño de muestra puede ser muy pequeño, debido a observaciones perdidas (algunas embarazadas sólo tienen dos mediciones). Para ajustar los resultados de las estimaciones se aplicó el método bootstrap paramétrico (Rasbash, Browne, Goldstein, Yang, Plewis, Healy, Woodhouse, Draper, Langford & Lewis 2000). En cada caso se generaron 1000 muestras bootstrap y los parámetros desconocidos se estimaron utilizando el algoritmo RIGLS. Las estimaciones bootstrap y los errores estándar son las medias y las desviaciones estándar de las 1000 muestras bootstrap. El método bootstrap paramétrico también se empleó para obtener intervalos de confianza que se basan en los percentiles suavizados de las 1000 réplicas. En las tablas 4, 5, 6 y 7, se muestran, para propósitos de comparación, los resultados de las estimaciones RIGLS y bootstrap, correspondientes al modelo D en cada uno

de los doce estratos. Las semejanzas en la amplitud de los intervalos de confianza Wald y los intervalos bootstrap reflejan la calidad de las estimaciones de todos los parámetros; por tanto, las inferencias derivadas de las estimaciones RIGLS pueden considerarse realistas.

Para la predicción del peso esperado sólo se consideran las estimaciones de los parámetros fijos; no obstante, en cada modelo deben tenerse en cuenta las estimaciones de los parámetros aleatorios, ya que son un indicador de cuánta varianza residual queda como un potencial para ser “explicado” por variables de los dos niveles.

TABLA 4: Estimaciones, errores estándar e intervalos de confianza para el parámetro γ_{00} del modelo D según los métodos RIGLS y bootstrap.

| Estrato | estimación | | E. S. | | I.C. 95 % | | | |
|---------|------------|-------|-------|-------|-----------|-------|-------|-------|
| | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. |
| 1 | 49.77 | 49.77 | 0.11 | 0.12 | 49.54 | 49.55 | 49.50 | 50.00 |
| 2 | 52.55 | 52.55 | 0.08 | 0.08 | 52.39 | 52.40 | 52.70 | 52.70 |
| 3 | 53.70 | 53.69 | 0.08 | 0.08 | 53.55 | 53.53 | 53.85 | 53.85 |
| 4 | 55.00 | 55.00 | 0.07 | 0.06 | 54.87 | 54.87 | 55.13 | 55.13 |
| 5 | 56.74 | 56.74 | 0.07 | 0.07 | 56.61 | 56.61 | 56.87 | 56.88 |
| 6 | 58.18 | 58.17 | 0.06 | 0.06 | 58.06 | 58.05 | 58.30 | 58.30 |
| 7 | 59.58 | 59.59 | 0.08 | 0.07 | 59.43 | 59.44 | 59.73 | 59.71 |
| 8 | 60.91 | 60.91 | 0.08 | 0.07 | 60.76 | 60.76 | 61.06 | 61.06 |
| 9 | 62.36 | 62.35 | 0.08 | 0.08 | 62.20 | 62.19 | 62.52 | 62.51 |
| 10 | 63.91 | 63.91 | 0.10 | 0.10 | 63.71 | 63.70 | 64.11 | 64.11 |
| 11 | 65.82 | 65.82 | 0.10 | 0.10 | 65.63 | 65.62 | 66.01 | 66.01 |
| 12 | 68.74 | 68.74 | 0.15 | 0.15 | 68.44 | 68.44 | 69.03 | 69.04 |

TABLA 5: Estimaciones, errores estándar e intervalos de confianza para el parámetro γ_{10} del modelo D según los métodos RIGLS y bootstrap.

| Estrato | estimación | | E. S. | | I. C. 95 % | | | |
|---------|------------|-------|-------|-------|------------|-------|------|-------|
| | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. |
| 1 | 0.46 | 0.46 | 0.01 | 0.01 | 0.45 | 0.45 | 0.47 | 0.48 |
| 2 | 0.47 | 0.47 | 0.01 | 0.01 | 0.46 | 0.45 | 0.48 | 0.48 |
| 3 | 0.49 | 0.49 | 0.01 | 0.01 | 0.48 | 0.47 | 0.50 | 0.50 |
| 4 | 0.47 | 0.47 | 0.01 | 0.01 | 0.46 | 0.46 | 0.48 | 0.48 |
| 5 | 0.48 | 0.48 | 0.01 | 0.01 | 0.47 | 0.47 | 0.49 | 0.49 |
| 6 | 0.49 | 0.49 | 0.01 | 0.01 | 0.48 | 0.48 | 0.50 | 0.50 |
| 7 | 0.49 | 0.49 | 0.01 | 0.01 | 0.48 | 0.48 | 0.50 | 0.50 |
| 8 | 0.49 | 0.49 | 0.01 | 0.01 | 0.48 | 0.48 | 0.50 | 0.50 |
| 9 | 0.49 | 0.49 | 0.01 | 0.01 | 0.48 | 0.47 | 0.50 | 0.50 |
| 10 | 0.50 | 0.50 | 0.01 | 0.01 | 0.48 | 0.48 | 0.52 | 0.52 |
| 11 | 0.49 | 0.49 | 0.01 | 0.01 | 0.47 | 0.47 | 0.51 | 0.51 |
| 12 | 0.48 | 0.48 | 0.01 | 0.01 | 0.46 | 0.46 | 0.50 | 0.50 |

En la tabla 8 se muestran las estimaciones RIGLS (y errores estándar) de los parámetros aleatorios del modelo D para todos los estratos. Puede observarse que en los estratos extremos, donde los rangos de estatura son más amplios, los valores de las estimaciones de la varianza del intercepto son mayores. Esto es un indicador de que en estos estratos el peso inicial de al menos una de las embarazadas se desvía considerablemente del intercepto de la curva de regresión media. Sin embargo, los valores de las estimaciones de las varianzas de la pendiente media, aunque significativos, son casi constantes para todos los estratos y representan una proporción muy pequeña de la varianza total, interpretándose que las mayores di-

TABLA 6: Estimaciones, errores estándar e intervalos de confianza para el parámetro γ_{01} del modelo D según los métodos RIGLS y bootstrap.

| Estrato | estimación | | E. S. | | I. C. 95 % | | | |
|---------|------------|-------|-------|-------|------------|-------|------|-------|
| | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. |
| 1 | 2.09 | 2.09 | 0.03 | 0.03 | 2.04 | 2.04 | 2.14 | 2.14 |
| 2 | 2.29 | 2.29 | 0.02 | 0.02 | 2.55 | 2.55 | 2.33 | 2.32 |
| 3 | 2.37 | 2.37 | 0.02 | 0.02 | 2.34 | 2.34 | 2.40 | 2.40 |
| 4 | 2.43 | 2.43 | 0.01 | 0.02 | 2.40 | 2.39 | 2.46 | 2.45 |
| 5 | 2.48 | 2.47 | 0.02 | 0.02 | 2.44 | 2.44 | 2.51 | 2.51 |
| 6 | 2.55 | 2.55 | 0.02 | 0.02 | 2.52 | 2.52 | 2.58 | 2.59 |
| 7 | 2.61 | 2.61 | 0.02 | 0.02 | 2.57 | 2.57 | 2.65 | 2.65 |
| 8 | 2.69 | 2.69 | 0.02 | 0.02 | 2.65 | 2.66 | 2.72 | 2.73 |
| 9 | 2.72 | 2.72 | 0.02 | 0.02 | 2.68 | 2.69 | 2.76 | 2.76 |
| 10 | 2.80 | 2.80 | 0.02 | 0.02 | 2.75 | 2.75 | 2.85 | 2.85 |
| 11 | 2.88 | 2.88 | 0.02 | 0.02 | 2.83 | 2.84 | 2.93 | 2.93 |
| 12 | 2.98 | 2.98 | 0.04 | 0.02 | 2.91 | 2.91 | 3.05 | 3.06 |

TABLA 7: Estimaciones, errores estándar e intervalos de confianza para el parámetro γ_{11} del modelo D según los métodos RIGLS y bootstrap.

| Estrato | estimación | | E. S. | | I. C. 95 % | | | |
|---------|------------|-------|-------|-------|------------|-------|-------|-------|
| | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. | IGLS | Boot. |
| 1 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.01 |
| 2 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.00 |
| 3 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | -0.01 | -0.02 | -0.01 | -0.01 |
| 4 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.01 |
| 5 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.01 |
| 6 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.01 |
| 7 | -0.01 | -0.01 | 0.01 | 0.00 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.00 |
| 8 | -0.01 | -0.01 | 0.01 | 0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.01 |
| 9 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.01 | -0.01 | -0.02 | -0.01 | -0.01 |
| 10 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.00 |
| 11 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | -0.01 | -0.02 | -0.00 | -0.01 |
| 12 | -0.01 | -0.01 | 0.00 | 0.00 | -0.02 | -0.02 | -0.00 | -0.01 |

ferencias en los patrones de crecimientos se deben principalmente al IMC inicial de las embarazadas. La covarianza negativa entre los errores de los dos niveles en todos los estratos confirma que la relación entre el IMC inicial y la ganancia de peso durante el embarazo se mantiene siempre inversa, independientemente de la estatura materna. Las estimaciones de las varianzas de nivel-1 no se presentan por no tener interpretación útil para el problema que se discute.

Interpretación de los parámetros: el desarrollo de los modelos propuestos para cada uno de los doce conjuntos de datos debe dar respuesta a tres aspectos fundamentales: 1. ¿En promedio, existe alguna tendencia del peso de la embarazada a través del tiempo? 2. ¿Existen diferencias entre las embarazadas con respecto a la tendencia del peso a través del tiempo? 3. ¿En caso de diferencias pueden encontrarse razones que las expliquen? A continuación se presenta un reporte de la interpretación realizada para los parámetros del modelo D en todos los estratos.

El parámetro intercepto representa la condición para la cual las variables explicativas en el nivel-1 y nivel-2 son cero. Por tanto, los valores en la primera columna de la tabla 4 estiman el peso esperado en la semana 13 para mujeres con un IMC correspondiente al percentil 50. Se observa que, en promedio, cuanto mayor es la estatura, mayor es el peso esperado al comienzo del embarazo.

El coeficiente asociado a la variable SEM (tabla 5) representa el incremento del peso por cada semana de gestación para embarazadas con un IMC en el percentil 50 al comienzo del embarazo. Se destaca el primer estrato, cuyas mujeres tienen una estatura menor de 150 cm, con el menor incremento ponderal.

El efecto positivo asociado a la variable IMC (tabla 6) representa la contribución del IMC en el momento de la captación en la evolución del peso de las embarazadas. Por tanto, mujeres con IMC en el momento de la captación por debajo de la mediana (IMC negativo) tendrán en promedio menor peso por semana de embarazo que las mujeres clasificadas en el mismo estrato según rangos de estatura pero con mayor masa corporal. Adicionalmente, se puede observar (tabla 6) que el efecto del IMC en el momento de la captación sobre el peso durante el embarazo es mayor cuanto mayor es la estatura de la mujer.

En la tabla 7 se muestra que el efecto de la interacción entre niveles es negativo y el mismo para todos los estratos. Esto significa, por ejemplo, que independientemente de la estatura, las mujeres que comienzan su gestación con un peso deficiente, alcanzan, en promedio, al final del embarazo, una ganancia de peso superior a las clasificadas con un estado nutricional adecuado, en sobrepeso u obesidad, lo que justifica que estas últimas sean las que logren menor ganancia ponderal.

En la tabla 8 se observa que, en todos los estratos, los valores estimados de la varianza residual, que queda como un potencial para ser explicado, son en general pequeños. Los mayores valores se encuentran en los estratos extremos, donde hay una mayor amplitud de los rangos de estatura, y como se deduce, una mayor variabilidad en el peso.

En general, los resultados obtenidos brindan un escenario de confianza para predecir, a partir de las variables explicativas consideradas en el modelo, las curvas de crecimiento del peso de las embarazadas representativas de la distribución de la población.

Para construir los indicadores antropométricos se ignoran los términos aleatorios del modelo y la predicción se obtiene evaluando valores específicos de las variables explicativas en el siguiente modelo marginal:

$$y_{it} = \gamma_{00} + \gamma_{10} (Sem)_{it} + \gamma_{01} (IMC)_i + \gamma_{11} (Sem \times IMC)_{it} \quad (5)$$

En la presente investigación se construyeron tablas antropométricas (Díaz, Montero, Jiménez, Wong & Moreno 2010a, Díaz, Montero, Jiménez, Wong & Moreno 2010b) para los percentiles 3, 10, 25, 50, 75, 90 y 97 del IMC. Como ilustración, en la tabla 9 se presentan los valores del peso corporal de referencia, correspondientes a mujeres ubicadas en el percentil 50 del IMC muestral (22.9 kg/m²), estimados mediante el modelo predictivo para las embarazadas de todos los estratos a partir de la semana 13 y hasta la semana 40.

Los diferentes percentiles del IMC representan puntos de corte para la evaluación del estado nutricional de la embarazada en su primera consulta prenatal. El significado biológico de los puntos de corte del IMC se validó mediante un estudio sobre la correspondencia entre los niveles de riesgo de la antropometría materna y el peso del recién nacido (Montero & Díaz 2008).

TABLA 8: Estimaciones y errores estándar de los parámetros aleatorios del modelo D según el método RIGLS.

| Estrato | $\sigma_{u_0}^2$ | | $\sigma_{u_1}^2$ | | $\sigma_{u_0 u_1}$ | |
|---------|------------------|-------|------------------|-------|--------------------|-------|
| | IGLS | E. S. | IGLS | E. S. | IGLS | E. S. |
| 1 | 5.62 | 0.39 | 0.02 | 0.00 | -0.02 | 0.00 |
| 2 | 1.84 | 0.16 | 0.02 | 0.00 | -0.03 | 0.01 |
| 3 | 2.50 | 0.18 | 0.02 | 0.00 | -0.05 | 0.01 |
| 4 | 2.58 | 0.16 | 0.02 | 0.00 | -0.06 | 0.01 |
| 5 | 2.71 | 0.16 | 0.02 | 0.00 | -0.06 | 0.01 |
| 6 | 2.67 | 0.15 | 0.02 | 0.00 | -0.04 | 0.01 |
| 7 | 3.27 | 0.20 | 0.02 | 0.00 | -0.06 | 0.01 |
| 8 | 3.27 | 0.19 | 0.02 | 0.00 | -0.04 | 0.01 |
| 9 | 2.99 | 0.21 | 0.02 | 0.00 | -0.00 | 0.01 |
| 10 | 2.81 | 0.25 | 0.02 | 0.00 | -0.04 | 0.02 |
| 11 | 2.53 | 0.23 | 0.02 | 0.00 | -0.01 | 0.01 |
| 12 | 8.02 | 0.62 | 0.02 | 0.00 | -0.09 | 0.03 |

TABLA 9: Peso corporal esperado por semana gestacional y por rangos de talla para las embarazadas con IMC en el momento de la captación en el percentil 50.

| Semana | Estratos según rangos de estatura | | | | | | | | | | | |
|--------|-----------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
| 13 | 50.2 | 53.0 | 54.2 | 55.5 | 57.2 | 58.7 | 60.1 | 61.4 | 62.8 | 64.4 | 66.3 | 69.2 |
| 14 | 50.7 | 53.5 | 54.7 | 55.9 | 57.7 | 59.2 | 60.6 | 61.9 | 63.3 | 64.9 | 66.8 | 69.7 |
| 15 | 51.2 | 53.9 | 55.2 | 56.4 | 58.2 | 59.7 | 61.1 | 62.4 | 63.8 | 65.4 | 67.3 | 70.2 |
| 16 | 51.7 | 54.4 | 55.7 | 56.9 | 58.7 | 60.2 | 61.5 | 62.9 | 64.3 | 65.9 | 67.8 | 70.7 |
| 17 | 52.1 | 54.8 | 56.2 | 57.3 | 59.2 | 60.6 | 62.0 | 63.4 | 64.7 | 66.4 | 68.3 | 71.1 |
| 18 | 52.6 | 55.3 | 56.7 | 57.8 | 59.7 | 61.1 | 62.5 | 63.9 | 65.2 | 66.9 | 68.8 | 71.6 |
| 19 | 53.1 | 55.7 | 57.2 | 58.3 | 60.2 | 61.6 | 63.0 | 64.4 | 65.7 | 67.4 | 69.3 | 72.1 |
| 20 | 53.6 | 56.2 | 57.7 | 58.7 | 60.6 | 62.1 | 63.5 | 64.9 | 66.2 | 67.9 | 69.8 | 72.6 |
| 21 | 54.0 | 56.7 | 58.2 | 59.2 | 61.1 | 62.6 | 64.0 | 65.4 | 66.6 | 68.4 | 70.3 | 73.1 |
| 22 | 54.5 | 57.1 | 58.7 | 59.7 | 61.6 | 63.1 | 64.5 | 65.9 | 67.1 | 68.9 | 70.8 | 73.5 |
| 23 | 55.0 | 57.6 | 59.2 | 60.2 | 62.1 | 63.6 | 65.0 | 66.4 | 67.6 | 69.4 | 71.3 | 74.0 |
| 24 | 55.4 | 58.0 | 59.7 | 60.6 | 62.6 | 64.1 | 65.5 | 66.9 | 68.1 | 69.9 | 71.8 | 74.5 |
| 25 | 55.9 | 58.5 | 60.2 | 61.1 | 63.1 | 64.6 | 66.0 | 67.4 | 68.6 | 70.4 | 72.3 | 75.0 |
| 26 | 56.4 | 58.9 | 60.7 | 61.6 | 63.6 | 65.1 | 66.5 | 67.9 | 69.0 | 70.9 | 72.8 | 75.5 |
| 27 | 56.9 | 59.4 | 61.2 | 62.0 | 64.1 | 65.6 | 67.0 | 68.4 | 69.5 | 71.4 | 73.3 | 75.9 |
| 28 | 57.3 | 59.9 | 61.7 | 62.5 | 64.6 | 66.1 | 67.5 | 68.9 | 70.0 | 71.9 | 73.8 | 76.4 |
| 29 | 57.8 | 60.3 | 62.2 | 63.0 | 65.0 | 66.6 | 67.9 | 69.4 | 70.5 | 72.4 | 74.3 | 76.9 |
| 30 | 58.3 | 60.8 | 62.7 | 63.4 | 65.5 | 67.1 | 68.4 | 69.9 | 70.9 | 72.9 | 74.8 | 77.4 |
| 31 | 58.8 | 61.2 | 63.2 | 63.9 | 66.0 | 67.6 | 68.9 | 70.4 | 71.4 | 73.4 | 75.3 | 77.9 |
| 32 | 59.2 | 61.7 | 63.7 | 64.4 | 66.5 | 68.1 | 69.4 | 70.9 | 71.9 | 73.9 | 75.8 | 78.3 |
| 33 | 59.7 | 62.1 | 64.2 | 64.8 | 67.0 | 68.5 | 69.9 | 71.4 | 72.4 | 74.4 | 76.3 | 78.8 |
| 34 | 60.2 | 62.6 | 64.7 | 65.3 | 67.5 | 69.0 | 70.4 | 71.9 | 72.8 | 74.9 | 76.8 | 79.3 |
| 35 | 60.6 | 63.1 | 65.2 | 65.8 | 68.0 | 69.5 | 70.9 | 72.4 | 73.3 | 75.4 | 77.3 | 79.8 |
| 36 | 61.1 | 63.5 | 65.7 | 66.2 | 68.5 | 70.0 | 71.4 | 72.9 | 73.8 | 75.9 | 77.8 | 80.3 |
| 37 | 61.6 | 64.0 | 66.2 | 66.7 | 68.9 | 70.5 | 71.9 | 73.4 | 74.3 | 76.4 | 78.3 | 80.7 |
| 38 | 62.1 | 64.4 | 66.6 | 67.2 | 69.4 | 71.0 | 72.4 | 73.9 | 74.7 | 77.0 | 78.8 | 81.2 |
| 39 | 62.5 | 64.9 | 67.1 | 67.6 | 69.9 | 71.5 | 72.9 | 74.4 | 75.2 | 77.5 | 79.3 | 81.7 |
| 40 | 63.0 | 65.3 | 67.6 | 68.1 | 70.4 | 72.0 | 73.4 | 74.9 | 75.7 | 78.0 | 79.8 | 82.2 |

Finalmente, la estimación de la variancia de los errores de nivel-2 con respecto a la pendiente aleatoria puede utilizarse para calcular los rangos de ganancia de peso semanal esperado en cada percentil del IMC. Por ejemplo, considerando las estimaciones de los parámetros del modelo D, un intervalo del 95% de confianza para la ganancia promedio de una embarazada con un peso adecuado al comienzo de la gestación es de $0.4833 \pm 1.96 \times \sqrt{0.02} = [0.44, 0.52]$ unidades. Luego, la ganancia de peso “total” (de la semana 13 a la 40) recomendada para una embarazada con un patrón de comportamiento normal debe estar dentro del rango de 12.32 y 14.56 kg. Cuando el facultativo en salud observe ganancias bruscas de peso semanal podría recomendar a la embarazada modificar su peso hasta alcanzar ganancias ponderadas dentro del rango esperado.

4. Conclusiones

Se elabora, desde un enfoque multinivel, una metodología para la construcción de indicadores antropométricos del estado nutricional de la embarazada. A partir del procedimiento propuesto se obtuvieron las primeras referencias cubanas. Estas tienen la ventaja de relacionar el inicio con la evolución del embarazo, teniendo en consideración los diferentes rangos de estatura de la población.

Los resultados obtenidos en el estudio responden a las características propias de la población cubana, pero el procedimiento propuesto para la construcción de las tablas antropométricas puede ser también una estrategia favorable en investigaciones de otras regiones interesadas en construir sus propias referencias, conforme al contexto físico y sociocultural de la población de interés.

Los modelos propuestos logran explicar claramente el efecto del tiempo de gestación y el IMC inicial sobre el peso de la mujer durante el embarazo, además de que permiten una descripción de las diferencias entre las mujeres. Según los parámetros estimados, las mujeres que comienzan su gestación con un estado nutricional deficiente alcanzan en promedio una ganancia de peso superior a las que lo hacen estando en sobrepeso u obesidad.

Las tablas construidas a partir de los modelos multinivel predictivos proporcionan canales de seguimiento que permiten identificar con claridad las posibles desviaciones en la trayectoria ponderal a través del embarazo. Es posible, además, calcular los rangos de ganancia de peso semanal esperado según el estado nutricional inicial.

Los indicadores antropométricos resultantes de los modelos propuestos se construyeron tratando de mantener un diseño simple que convierte la estrategia en una herramienta prácticamente útil; no obstante, la flexibilidad del enfoque multinivel permite la construcción de modelos alternativos considerando otros efectos.

Agradecimientos

Esta investigación fue financiada por el programa de cooperación República de Cuba-UNICEF: Atención integral en edades tempranas (proyecto: tablas antropométricas para la evaluación nutricional de la mujer embarazada).

[Recibido: septiembre de 2010 — Aceptado: febrero de 2011]

Referencias

- Beacon, H. J. & Thompson, S. G. (1982), 'Multi-level models for repeated measurement data: Application to quality of life data in clinical trial', *Statistics in Medicine* **15**, 2717–2732.
- Brik, A. S. & Raudenbush, S. W. (1992), *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods.*, Sage Publications, California, USA.

- Díaz, M. E., Montero, M., Jiménez, S., Wong, I. & Moreno, V. (2008a), *Diseño y confección de las tablas antropométricas de la embarazada cubana*, UNICEF-INHA, La Habana, Cuba.
- Díaz, M. E., Montero, M., Jiménez, S., Wong, I. & Moreno, V. (2008b), Tablas antropométricas para la evaluación nutricional de la mujer embarazada, Informe, Programa de cooperación República de Cuba-Unicef, La Habana.
- Díaz, M. E., Montero, M., Jiménez, S., Wong, I. & Moreno, V. (2009), 'Tablas antropométricas para la evaluación nutricional de la gestante', *Revista Chilena de Nutrición* **36**(suplemento 1), 382.
- Díaz, M. E., Montero, M., Jiménez, S., Wong, I. & Moreno, V. (2010a), 'A weight gain chart for cuban pregnant women', *Public Health Nutrition* **13**(9), 138.
- Díaz, M. E., Montero, M., Jiménez, S., Wong, I. & Moreno, V. (2010b), 'Tablas de referencias para el monitoreo del estado nutricional de la mujer embarazada', *Revista Española de Nutrición Comunitaria* **25**(1), 157.
- Efron, B. & Gong, E. (1983), 'A leisurely look at the Bootstrap, the Jackknife and Cross-validation', *The American Statistician* **37**(1), 36–48.
- Fescina, R. H. (1986), 'Aumento de peso durante el embarazo. Método para su cálculo cuando se desconoce el peso habitual', *American Journal of Clinical Nutrition* **90**, 156–162.
- Goldstein, H. (1995), *Multilevel Statistical Models*, 2 edn, Halsted Press, New York.
- González-Rego, R. A. (2003), 'Diferenciación socioambiental en áreas urbanas. El caso de La Habana', *Cuadernos Geográficos* (33), 105–132.
- Gueri, M., Jutsum, P. & Sorhaindo, B. (1982), 'Anthropometric assessment of nutritional status in pregnant women: A reference table of weight-for-height by week of pregnancy.', *American Journal of Clinical Nutrition* (35), 609–611.
- IOM (1990a), *Nutrition during pregnancy*, National Academy Press, Washington, DC.
- IOM (1990b), *Nutrition Risk Criteria: A Scientific Assessment*, National Academy Press, Washington, DC.
- Krasovec, K. & Anderson, M. A. (1991), 'Maternal nutrition and pregnancy outcomes. Anthropometric assessment', *PAHO Scientific Publication* **529**, 24.
- Kreft, I. G. (1996), *Are Multilevel Techniques Necessary? An Overview, including Simulation Studies*, California State University Press, Los Angeles.
- Laird, N. M. & Louis, T. L. (1989), 'Empirical Bayes confidence intervals for a series of related experiments', *Biometrics* **45**, 481–495.
- Lohman, T. G., Roche, A. F. & Martorell, R. (1988), *Anthropometric Standardization Reference Manual*, Human Kinetics Books, A division of Human Kinetics Publishers, Illinois.

- Lubin, J. H., Blot, W. J., Berrino, F., Flamant, R., Gillis, C. R., Kunze, M., Schmähwl, D. & Visco, G. (1997), 'Design of a weight gain chart for pregnant women', *Revista Médica de Chile* **125**, 1437–1448.
- Mardones, F. & Rosso, P. (2005), 'A weight gain chart for pregnant women designed in Chile', *Maternal and Child Nutrition* **7**(2), 77–90.
- Monk, M. (1995), 'Sample size requirements for 2-level designs in educational research', *Multilevel Modelling Newsletter* **7**(2), 11–15.
- Montero, M. & Díaz, M. E. (2008), *Antropometría materna y su relación con el peso del recién nacido*, Jornada Científica ICIMAF, La Habana.
- Montes, N., Sanmarful, E. & Lantigua, G. (2003), 'Exploración sobre las migraciones internas en las provincias y los municipios de Cuba', *Cuadernos Geográficos* **33**, 43–53.
- Quené, H. & Huub, v. d. B. (2004), 'On multilevel modeling of data from repeated measures designs: A tutorial', *Speech Communication* **43**, 103–121.
- Rasbash, J., Browne, W., Goldstein, H., Yang, M., Plewis, I., Healy, M., Woodhouse, G., Draper, D., Langford, I. & Lewis, T. (2000), *A user's guide to MlwiN*, Multilevel Models Project, University of London.
- Rasmussen, K. M. & Yaktine, A. L. (2009), *Weight Gain During Pregnancy: Re-examining the Guidelines*, National Academies Press, Washington, DC.
- Rosso, P. (1995), 'A new chart to monitor weight gain during pregnancy', *American Journal of Clinical Nutrition* **41**, 544–552.
- Schwarcs, R., Díaz, A. G., Fescina, R. H., De Mucio, B., Belitzky, R. & Delgado, L. (1995), 'Salud reproductiva materna perinatal. Atención prenatal y del parto de bajo riesgo', *Publicación Científica* **1321.01**, 231.
- WHO (1995), Physical status: the use and interpretation of anthropometry, Technical Report Series 854, World Health Organisation (WHO), Geneva.