

Determinantes del control prenatal en embarazadas de la región centrooccidental de Venezuela

Drs. Carmine Pascuzzo Lima*, Reina Virginia Gavidia de Pascuzzo**, Laura Maritza Sánchez Roa***, María Ariana García Castillo***, Ana María Hernández Colmenárez****, María Romualda Pascuzzo Lima*****, Angel Eduardo Granado Duque*****, Marco Antonio Oviedo Ortíz*****

Universidad Centrooccidental "Lisandro Alvarado". Hospital Central Universitario "Antonio María Pineda"

RESUMEN

Objetivo: Reconocer determinantes del inadecuado control prenatal.

Método: Estudio de casos y controles. Los casos (mujeres con 0-4 consultas) y controles (mujeres con 5 o más consultas) se seleccionaron entre 1 843 pacientes. El análisis se realizó por regresión múltiple.

Ambiente: Región Centrooccidental de Venezuela (Hospitales "Antonio María Pineda", "Jesús María Casal", "Plácido Domínguez Rivero" y "Alfredo van Grieken"), entre 1995 y 1998.

Resultados: Los factores relacionados al inadecuado control prenatal incluyeron la edad menor de 20 años (razón de posibilidades = 1,60), los bajos ingresos (razón de posibilidades = 1,37) y la procedencia rural (razón de posibilidades = 1,53). La primiparidad (razón de posibilidades = 0,89) y la edad de 30 o más años (razón de posibilidades = 0,86) se asociaron a menor riesgo de inadecuado control prenatal.

Conclusiones: La determinación de los factores asociados al inadecuado control prenatal puede orientar la realización de programas que tiendan a optimizarlo.

Palabras clave: Control prenatal. Edad materna. Paridad. Procedencia materna. Ingresos maternos.

SUMMARY

Objective: To ascertain the determinants of inadequate antenatal care.

Methods: Case-control design. Cases (women with 0-4 antenatal visits) and controls (women with 5 or more antenatal visits) were selected among 1 843 patients. Analyses were performed by multiple regression models.

Setting: Mid-West Region of Venezuela ("Antonio María Pineda", "Jesus Maria Casal", "Placido Dominguez Rivero" and "Alfredo van Grieken" hospitals), from 1995 to 1998

Results: Factors significantly related to inadequate prenatal care were age under 20 years (odds ratio = 1.60), low incomes (odds ratio = 1.37) and of rural precedence (odds ratio = 1.53). Primiparity (odds ratio = 0.89) and age over 30 years (odds ratio = 0.86) were associated with less risk of receiving an inadequate antenatal care.

Conclusions: Assessing the association between causal factors and inadequate prenatal care could lead to ways to improve the antenatal care.

Key words: Antenatal care. Maternal age. Parity. Maternal precedence. Maternal incomes.

* Médico Cirujano. Profesor asistente. Sección de Farmacología. Departamento de Ciencias Funcionales. Decanato de Medicina "Dr. Pablo Acosta Ortíz" / Unidad de Farmacoepidemiología / Unidad de Bioquímica. Universidad Centrooccidental "Lisandro Alvarado".

** Médico Residente de Medicina Familiar. Centro Ambulatorio "Rafael Vicente Andrade" / Unidad de Farmacoepidemiología. Universidad Centrooccidental "Lisandro Alvarado".

*** Estudiante de medicina. Decanato de Medicina "Dr. Pablo Acosta Ortíz" / Unidad de Bioquímica. Universidad Centrooccidental "Lisandro Alvarado".

**** Médico Residente de Pediatría. Hospital Central Universitario "Antonio María Pineda". Universidad Centrooccidental "Lisandro Alvarado".

***** Técnico Superior Universitario en Análisis de Sistemas. Becario Académico UCLA - Auxiliar Docente de Organización y Métodos. Departamento de Operaciones. Decanato de Ciencias y Tecnología. Universidad Centrooccidental "Lisandro Alvarado".

***** Médico Interno. Hospital Central Universitario "Antonio María Pineda".

Recibido: 10-12-98

Aceptado para publicación: 28-10-99

Trabajo financiado por subvenciones
CDCHT-UCLA 02 03M 98 y 02 33M 98

INTRODUCCIÓN

Pese a ser un proceso enteramente fisiológico, el embarazo es un estado que requiere de control médico frecuente para evitar las posibles complicaciones que puedan afectar a la madre y/o al feto. Así, se ha observado que el riesgo de morbi-mortalidad materna y perinatal y/o de partos pretérmino o con producto de bajo peso al nacer puede aumentar ante el inadecuado control prenatal o una deficiente historia obstétrica (1-9); por el contrario, en presencia de un buen cuidado prenatal, se reportan tasas significativas de diagnóstico precoz de diversas patologías asintomáticas y otras condiciones obstétricas, que pudieran de otra forma no haber sido descubiertas a tiempo de actuar eficazmente contra sus posibles efectos (10,11). Es de notar que el control prenatal inadecuado no sólo constituye un riesgo biológico, sino que tiene también un importante impacto económico (7,12), al verificarse una asociación del mismo con un aumento de más del doble de costes hospitalarios en atención materno-fetal, con predominio del incremento de costes de atención neonatal (hasta 5 veces) (12).

Aunque se considera óptimo realizar 10 a 12 consultas prenatales, se sugieren 5 a 7 como el mínimo para dejar de considerar inadecuado al control (11,13). Sin embargo, pese a la aparente factibilidad de realización de tan pequeño número "aceptable" de consultas, en diversos países, la realización inadecuada o nula del control prenatal es de una importancia tal como para considerarse un problema de salud pública (8,14-18). De tal manera, se han realizado diversos trabajos para discriminar los determinantes de esa inadecuación; y se han propuesto, entre otros, la baja condición socio-económica, la procedencia, la ignorancia sobre la importancia del control prenatal, etc. (14-18).

Venezuela no escapa a esta grave situación y es prueba de ello la importante bibliografía dedicada al respecto en el país (1,3,19-22), y tomando en consideración el enfoque predominantemente descriptivo que en el país ha tenido el tema, se diseñó, con metodología validada por diversos reportes (14,15,17,18,23), este estudio de casos y controles destinado a medir la posible relación entre cuatro variables independientes (y sus asociaciones) y el grado cuantitativo (no cualitativo) de control prenatal predominante en los grupos evaluados.

MATERIAL Y MÉTODOS

Este es un estudio de tipo explicativo, de casos y controles. Los datos se obtuvieron por interrogatorio directo. La muestra, de tipo no probabilístico accidental, fue de 1 843 mujeres de las maternidades de los Hospitales "Antonio María Pineda", de Barquisimeto, Estado Lara (n = 801), "Jesús María Casal" de Acarigua-Araure, Estado Portuguesa (n = 637), "Plácido Domínguez Rivero", de San Felipe, Estado Yaracuy (n = 189) y "Alfredo van Grieken", de Coro, Estado Falcón (n = 216), entre 1995 y 1998.

En cuanto al problema estudiado, se definió como pacientes con mal control prenatal (MCP) a aquellas que tuviesen 0-4 consultas prenatales y con buen control prenatal (BCP) a aquellas con al menos 5 consultas prenatales. De acuerdo con las variables independientes estudiadas, se discriminaron en grupos como sigue:

1. Paridad: como ya ha sido hecho en otros estudios poblacionales (11,23), se dividió en dos grupos: primíparas (ningún parto anterior) y no primíparas ("multíparas", al menos un parto anterior).
2. Edad: 3 grupos de edad: menores de 20 años, 20-29 años y 30 o más años.
3. Ingresos: dada la inexistencia de patrones ampliamente aceptados en cuanto a este parámetro, se obtuvo (del interrogatorio) una estimación del ingreso per cápita mensual del grupo familiar de cada paciente, se halló la mediana (50°) de esta variable en la muestra obtenida, que resultó ser de 7 222 bolívares; dado este dato, la variable se categorizó como sigue: ingresos superiores o inferiores a la mediana.
4. Procedencia: urbana o rural.

Para obtener los efectos aislados (el efecto que tendría cada una de estar ausentes las demás) de cada variable, previo el cálculo de las tasas de MCP para cada grupo de asociación de variables (primíparas de menos de 20 años, de procedencia rural e ingresos bajos, por ejemplo) se usó el método de regresión logística múltiple con un proceso de eliminación hacia atrás de aquellos parámetros para los cuales no se demostrase un efecto significativo (24,25). Este procedimiento ya fue usado antes en estudios de este tipo (6,8,9,15,17,18,23), y se recomienda por la Organización Panamericana de la Salud (25).

Para permitir mayor facilidad a los cálculos, se practicaron las conversiones necesarias para la transformación del modelo de regresión logística múltiple en uno de regresión lineal múltiple (15,25,26), como se muestra a continuación:

$$Y = \text{Ln} \left[\frac{\text{MCP}}{(1-\text{MCP})} \right] = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5$$

En esta ecuación, MCP representa la tasa predicha de mal control prenatal para cada grupo de asociación de variables; β_n representa los coeficientes de regresión (los subíndices 1 a 5 indican, respectivamente, edad menor de 20 años, edad mayor o igual a 30 años, paridad, ingresos y procedencia; el subíndice 0 indica el término independiente); X_n representa el valor de cada variable de estudio. Las variables en estudio (edad, paridad, procedencia e ingresos) se consideraron variables mudas, con valor de 0 al estar presente el valor de referencia (pacientes multíparas, edad de 20-29 años, ingresos superiores a la mediana y procedencia urbana, como parámetros aislados o en asociaciones) y un valor de 1 al estar presente alguno de los otros parámetros. De los coeficientes obtenidos se derivarían, por transformación antilogarítmica, las razones de posibilidades (RP) ajustadas (con intervalo de confianza de un 95%) como medida aproximada del efecto aislado de cada variable sobre el incremento del riesgo relativo de presentar mal control prenatal con respecto a los grupos de referencia respectivos. Dado que éste es un modelo exponencial (multiplicativo), el hallazgo de valores superiores a la unidad implicará aumento del riesgo, mientras que el hallazgo de valores menores implicará decremento del mismo; si algún coeficiente no difiere significativamente de la unidad, querrá decir que el factor implicado no se asocia a cambios significativos del riesgo de MCP. Para dar mayor claridad a los resultados presentados, se obtuvieron también los valores predichos de las tasas de MCP para cada grupo posible de asociación de variables, según el modelo logístico obtenido.

Debido a que es un estudio de base poblacional, las tasas del efecto observado y de la proporción de individuos expuestos a cada uno de los factores considerado de riesgo se pueden asumir como cercanas a las reales para el universo estudiado (en general, mujeres de relativo bajo nivel socio-económico); existiendo la posibilidad de obtener el riesgo atribuible (RA), el cual puede interpretarse como la fracción de casos de MCP que se evitaría al eliminar un agente etiológico o, en todo caso,

actuando sobre el factor dado de tal manera que el mismo perdiera su impacto (27).

Para analizar los datos, se usó el programa Microsoft® Excel 97. Se consideró estadísticamente significativo todo hallazgo del que se derivará un valor de p menor a 0,05.

RESULTADOS

En el Cuadro 1 se muestran los tipos de control prenatal realizado, discriminados según las variables independientes consideradas; se presentan como números absolutos y como porcentaje (sobre la población de cada grupo de variable). El promedio de consultas prenatales de las pacientes fue de $4,18 \pm 3,12$, con una tasa global de un 55% de embarazadas con MCP, en contraste con sólo 45% de las mismas con BCP. Este cuadro no muestra los datos agrupados según todas las variables asociadas, por lo que no resulta particularmente útil su análisis; sin embargo, cabe notar las grandes diferencias encontradas en las tasas de MCP en embarazadas de ingresos insuficientes, procedencia rural y edad menor de 20 años en relación con sus respectivos controles.

Cuadro 1

Tipo de control prenatal realizado respecto a edad, paridad, procedencia e ingresos

Categorías	N	BCP	%	MCP	%
Edad (años)					
< 20	555	199	35,8	356	64,1
20-29	957	457	47,8	500	52,2
≥ 30	331	165	49,8	166	50,1
Paridad					
0	642	310	48,3	332	51,7
≥ 1	1 201	511	42,5	690	57,4
Procedencia					
Urbana	1 210	578	47,8	632	52,2
Rural	633	243	38,4	390	61,6
Ingresos					
Superiores a la mediana	891	438	49,2	453	50,8
Inferiores a la mediana	952	383	40,2	569	59,8
Total		821	44,5	1022	55,5

BCP = Buen control prenatal
MCP = Mal control prenatal

El análisis de regresión logística múltiple realizado demostró efecto deletéreo en varias de las variables estudiadas (Cuadro 2). La selección de variables realizada fue suficiente para explicar un 69% de las diferencias halladas en cuanto a control prenatal se refiere ($r^2 = 0,69$). No se requirió ajuste por procedencia estatal por no presentarse diferencias significativas respecto a ella ($p > 0,05$).

Cuadro 2

Efecto aislado de edad, paridad, procedencia e ingresos sobre el riesgo de recibir mal control prenatal

Variable estudiada	RP	IC (95%)
Edad menor de 20 años	1,60*	1,54-1,66
Edad mayor o igual a 30 años	0,86*	0,83-0,89
Procedencia rural	1,53*	1,45-1,61
Ingresos inferiores a la mediana	1,37*	1,31-1,44
Primiparidad	0,89*	0,84-0,93

Las diferencias mostradas se refieren al riesgo relativo obtenido al comparar cada grupo con el control respectivo

* Diferencia estadísticamente significativa ($p < 0,05$).

RP = Razón de posibilidades.

IC = Intervalo de confianza.

El mayor impacto correspondió a la edad < 20 años; en efecto, estas embarazadas mostraron un riesgo mayor al del grupo control; las pacientes con edad mayor o igual a 30 años presentaron disminución significativa del riesgo de un MCP. Estos resultados exponen una relación inversa de la edad con respecto al riesgo de MCP.

El segundo factor en magnitud resultó ser la procedencia rural, que incrementó el riesgo respecto a la procedencia urbana. Por último, aunque en menor grado, los ingresos bajos resultaron también un factor que incrementa la posibilidad de MCP.

Aparte del grupo de embarazadas de mayor edad, otro grupo se encontró asociado a una menor posibilidad de MCP respecto al control; este grupo fue el de las primíparas, con un menor riesgo con respecto al grupo de las múltiparas.

El Cuadro 3 muestra el efecto combinado de algunas de las variables que demostraron afectar negativamente el tipo de control prenatal realizado. Puede constatare que la combinación de ingresos bajos y procedencia rural aumenta con mucha mayor potencia el riesgo de presentar MCP. Al combinar

adicionalmente la variable edad menor de 20 años, el riesgo se hace aún mayor. Este aspecto se evidencia más al examinar el Cuadro 4, que muestra los grupos de combinaciones de variables según las tasas de MCP predecibles del modelo obtenido en este trabajo: como puede verse, entre otras combinaciones, las de mayor riesgo de presentar MCP son las que incluyen los parámetros demostrados en el Cuadro 3, en contraste con embarazadas que no los presentan: es sugestivo el contraste entre grupos de embarazadas menores de 20 años, ingresos bajos y procedencia rural, con tasas cercanas al 80%, que casi duplican la tasa predicha para las embarazadas mayores de 30 años, ingresos altos y procedencia urbana.

Al analizar el impacto global de las variables evaluadas, se obtuvo el riesgo atribuible (Cuadro 5) de las que tuvieron un efecto deletéreo; pudo verse que era de alrededor de 17% para las variables edad menor de 20 años, ingresos inferiores a la mediana y procedencia rural, indicando que, en cada caso, alrededor de un 17% de los casos de MCP podría evitarse actuando sobre estas variables; en otras palabras, más de la mitad (51,2%) del total de casos de MCP (523 casos de los 1 022 hallados) podrían ser evitados al eliminar el efecto de estas variables, llevando la frecuencia de MCP a sólo 27% en lugar de 55%. No se estimó la fracción prevenida (Coughlin) para el efecto de la edad de 30 o más años o la paridad.

Cuadro 3

Efecto de la combinación de variables negativas sobre el riesgo de recibir mal control prenatal

Combinación estudiada	RP	IC (95%)
Procedencia rural - ingresos inferiores a la mediana	2,10*	1,90-2,32
Procedencia rural - ingresos inferiores a la mediana - edad menor de 20 años	3,45*	2,93-3,84

Las diferencias mostradas se refieren al riesgo relativo obtenido al comparar cada grupo con el control respectivo.

* Diferencia estadísticamente significativa ($p < 0,05$).

RP = Razón de posibilidades.

IC = Intervalo de confianza.

Cuadro 4

Tasas predichas de mal control prenatal por cada combinación de variables estudiadas según el modelo logístico obtenido

Paridad	Edad (años)	I R M*	Proc	TP** (%)	IC	95%
Múltiparas	< 20	Inferiores	Rural	76,87	73,51	79,92
Primigestas	< 20	Inferiores	Rural	74,66	70,03	78,79
Múltiparas	< 20	Superiores	Rural	70,76	67,99	73,40
Múltiparas	< 20	Inferiores	Urbana	68,51	65,67	71,23
Primigestas	< 20	Superiores	Rural	68,21	64,13	72,03
Múltiparas	20-29	Inferiores	Rural	67,52	64,27	70,60
Primigestas	< 20	Inferiores	Urbana	65,86	61,69	69,80
Primigestas	20-29	Inferiores	Rural	64,82	60,23	69,15
Múltiparas	> 30	Inferiores	Rural	64,14	59,85	68,22
Primigestas	> 30	Inferiores	Rural	61,32	55,66	66,70
Múltiparas	< 20	Superiores	Urbana	61,31	59,41	63,19
Múltiparas	20-29	Superiores	Rural	60,22	57,92	62,48
Primigestas	< 20	Superiores	Urbana	58,42	55,20	61,57
Múltiparas	20-29	Inferiores	Urbana	57,65	55,35	59,91
Primigestas	20-29	Superiores	Rural	57,30	53,68	60,85
Múltiparas	> 30	Superiores	Rural	56,57	53,28	59,81
Primigestas	20-29	Inferiores	Urbana	54,68	51,07	58,25
Múltiparas	> 30	Inferiores	Urbana	53,94	50,67	57,18
Primigestas	> 30	Superiores	Rural	53,59	48,99	58,14
Primigestas	> 30	Inferiores	Urbana	50,94	46,38	55,49
Múltiparas	20-29	Superiores	Urbana	49,78	48,68	50,89
Primigestas	20-29	Superiores	Urbana	46,78	44,40	49,17
Múltiparas	> 30	Superiores	Urbana	46,04	44,01	48,08
Primigestas	> 30	Superiores	Urbana	43,06	39,82	46,36

* Ingresos respecto a la mediana.

** Tasa predicha.

Proc.= procedencia.

Cuadro 5

Riesgo atribuible respecto a la edad, procedencia e ingresos respecto al riesgo de recibir mal control prenatal

Variable estudiada	Frecuencia de la variable	Riesgo atribuible
Edad menor de 20 años	30%	17,31%
Procedencia rural	34%	16,80%
Ingresos inferiores a la mediana	52%	17,09%

Para evitar la posibilidad de que los resultados obtenidos dependieran de la definición empleada para BCP y MCP, se realizaron cálculos adicionales definiendo este último de una manera alternativa, como aquel que incluyese menos de 2 consultas (0 a 1). Al definirlo así, el MCP obviamente tiene una prevalencia mucho menor (21,8%) y el BCP (grupo

control) incluiría pacientes con 2 o más consultas, siendo un grupo mucho más heterogéneo; por eso los datos del Cuadro 6 son de magnitud diferente a los mostrados en el Cuadro 2 ($r^2 = 0,28$), si bien son del mismo sentido y con la misma significación estadística de los mismos, lo que indica que los resultados obtenidos representan una situación real y no simplemente un artefacto de manipulación estadística. Al aplicar el mismo análisis de riesgo atribuible a lo antes explicado, se constató que el mismo oscilaba entre 1% y 7% para las variables ya mencionadas (edad menor de 20 años, ingresos inferiores a la mediana y procedencia rural); indicando que, de eliminar el efecto de las mismas, la frecuencia de control prenatal "nulo" (≤ 1 visita) pasaría a ser de 19%.

Cuadro 6

Efecto aislado de edad, paridad, procedencia e ingresos sobre el riesgo de no recibir ningún tipo de control prenatal†

Variable estudiada	RP	IC (95%)
Edad menor de 20 años	1,20*	1,17-1,23
Edad mayor o igual a 30 años	0,91*	0,89-0,93
Procedencia rural	1,04*	1,00-1,07
Ingresos inferiores a la mediana	1,06*	1,07-1,09
Primiparidad	0,82*	0,80-0,85

Las diferencias mostradas se refieren al riesgo relativo obtenido al comparar cada grupo con el control respectivo.

† 0-1 Consultas.

* Diferencia estadísticamente significativa ($p < 0,05$).

RP = Razón de posibilidades.

IC = Intervalo de confianza.

DISCUSIÓN

Se constató una incidencia global de 55% de embarazadas que reciben control prenatal cuantitativamente inadecuado; este valor, derivado de una población demográficamente homogénea (Región Centrooccidental), es similar a los reportados por Castellanos y Zighelboim en 1965 (19) y Sukerman y col. en 1994 (28), que fueron de alrededor de 60% igualmente, Cuervo y col. en 1993 (29), Teppa y Garrán de Teppa en 1978 (22) y Faneite y col. en 1995 (4) reportan tasas de mal control prenatal de alrededor de un 50%. Sin embargo, las tasas halladas resultan mayores a otras reportadas para poblaciones diversas en el país, como por ejemplo, un porcentaje algo mayor a 40%, reportado por Castellanos y col.

(30), la reportada por Agüero y col., en 1975, que fue de 22,6% (1), la mencionada por Szczedrin en 1975 con 36 % (31), la reportada por Teppa y col. en 1976, con un 15% (32) y la descrita por Arechavaleta y col. en 1985 (33) con 36% a 40%, respectivamente. Estas últimas diferencias pueden explicarse principalmente por discrepancias al definir mal control entre estos estudios y el presente trabajo; en efecto, en ellos se implicaba no realizar consulta alguna durante el embarazo, en contraste con la definición aquí considerada, más amplia (0-4 consultas); de hecho, al seguir esos criterios la incidencia general de mal control prenatal sería en este estudio de un 22%, tasa ciertamente menor a las mencionadas. Cabe destacar que Rodrigues y col. (15), en un medio similar al evaluado en este estudio, encuentran una frecuencia de embarazadas con menos de 5 visitas prenatales de 53% e igualmente Osis y col. (18), en circunstancias similares, encuentran una tasa de entre 42% y 53% de embarazadas con menos de 6 consultas prenatales, valores que derivados de parámetros similares a los usados en este estudio, concuerdan claramente con los aquí reportados; evidencia indirecta de este aspecto puede derivarse del estudio de Graü y col. (20), en el cual se observa que sólo una muy pequeña fracción (menos de 9%) de las embarazadas acude a control prenatal, lo que no se corresponde con la relativamente alta frecuencia de adolescentes que existe. Pese a lo reseñado, aun en grupos considerados de riesgo y con definiciones de buen control prenatal más estrictas que las de este estudio, las tasas de inadecuación son mucho menores en países desarrollados, y no suelen exceder de 10% a 15% (12,22,34,35), con un promedio de consultas prenatales mucho mayor a lo reportado en este estudio (más de 10 visitas) aun en embarazadas de ascendencia hispánica (2), lo que sugiere que, asociado a condiciones precarias desde el punto de vista económico y social, el mal control prenatal, junto a otros medidores del estado de salud de un pueblo, puede considerarse un indicador adicional al patrón de "países en vías de desarrollo".

El mayor riesgo de MCP a edades maternas bajas no fue inesperado, ya que numerosos trabajos anteriores reportan peor control prenatal cuanto menor es la edad (15,18,29), hallazgo también sugerido por resultados de diversos estudios descriptivos (33,30,31) y que puede relacionarse al mayor desconocimiento de las jóvenes acerca de su estado y de los cuidados requeridos: de hecho, la asociación de mal o nulo control prenatal con bajos

conocimientos o ignorancia ha sido ya demostrada (14,15,18,34). El hecho de que las embarazadas de edades bajas presentasen un riesgo mucho mayor de MCP es de considerar, ya que, pese a que en los países desarrollados hay una clara tendencia a la disminución de la paridad en ese grupo de edad, y propensión al aumento a edades mayores (36), en Venezuela sólo lo segundo es cierto (37), y hay aun altas tasas de fecundidad en mujeres jóvenes, hecho que se ve corroborado por la composición de la muestra de este estudio, que incluyó 30% de embarazadas jóvenes, cifra mayor a la reportada (19%) por Arechavaleta y col. para los años 1976-82 en el Distrito Federal (33).

Las variables socioeconómicas tuvieron gran impacto. La más importante fue la procedencia rural, respecto a la cual los hallazgos coinciden con reportes anteriores de asociación con mal control prenatal (15,17,38), explicable por menor accesibilidad a servicios de atención médica. Los hallazgos relativos a los ingresos maternos concuerdan con los de Johnson y col. (34) y Melnikow y Alemagno (17) refiriendo que muchas embarazadas sin control prenatal provienen de núcleos de bajos ingresos. Esta asociación puede explicarse porque, pese a la gratuidad de la consulta prenatal, los servicios médicos públicos frecuentemente tienen pocos recursos, por lo que exámenes, medicamentos y otros insumos deben ser costeados por la paciente. Este tipo de patrón general se corrobora en el estudio de Dobie y col. (39), quienes indican que la elección del tipo y calidad de cuidado prenatal depende más de factores económicos y geográficos que del riesgo obstétrico que pueda presentarse.

En este contexto, fue relativamente inesperado el hallazgo de que las primigestas tuvieron un significativo mejor control que las múltiparas; sin embargo, este resultado ya ha sido reportado (15,16,18,21,38,39) y se asocia, al parecer, con la necesidad de brindar cuidado a niños pequeños en casa (15,38), lo que disminuye la disponibilidad de practicar un buen control prenatal.

Este estudio presenta dos importantes aspectos; en primer lugar, se ha tratado de darle cariz explicativo, es decir, de relacionar realmente las variables con el efecto estudiado (mal control prenatal), en contraste con la metodología descriptiva predominante en reportes previos del país. En segundo lugar, el efecto atribuible a cada variable se determina aisladamente, y esto facilita una más específica intervención en su manejo. Así, se constata la existencia de factores capaces de

obstaculizar la realización de un buen control prenatal, como la baja edad, los bajos ingresos y la procedencia rural, que implican un riesgo aumentado y aditivo de no acudir a la consulta prenatal; se determina, además que el actuar sobre estos factores puede evitar 29% de los casos de MCP, es decir, más de la mitad de los que se presentan actualmente, lo que haría disminuir su frecuencia de un 55% a un 27%. En este contexto, puede observarse que al unir los análisis realizados en este estudio con las diferentes definiciones planteadas de mal control prenatal, la frecuencia de embarazadas con al menos 5 consultas prenatales pasaría de 45% a 73%, la frecuencia de embarazadas con 2-4 consultas pasaría de 33% a 8% y la frecuencia de embarazadas con 0-1 consultas prenatales pasaría de 22% a 19%.

Así, es factible pensar que la aplicación de programas semejantes a los aplicados en los últimos años para el control de la embarazada adolescente conlleva a la posibilidad de un importante incremento en la realización de un adecuado control, y esto se traduciría no sólo en un mejor estado de la madre y del neonato (8,10), sino también en una significativa reducción en los costes de atención médica a los mismos, ya que se ha comprobado que, en promedio, el cuidado obstétrico de una parturienta sin control prenatal cuesta más del doble del que ha de prestársele a aquellas que han recibido adecuado control (7,12). Sin embargo, es de destacar que el éxito de esta programación se limita considerablemente por la restringida capacidad de intervención de los organismos de salud sobre factores socioeconómicos, con incidencia tanto en el aspecto cuantitativo del control prenatal como en el cualitativo. Esta reflexión, empero, no debe ser óbice para intentar la corrección de este problema, puesto que para algunas poblaciones se ha reportado equivalencia de cuidados prenatales y obstétricos, pese a diversidad de condiciones socioeconómicas (8,23). En un estudio realizado en Santa María de Lisboa (Portugal) por Silva y col. (8) se comprobó, en una situación similar, que la implementación de programas adecuados es capaz de aumentar significativamente la asistencia al control prenatal, tanto en número promedio de visitas (5 a 9 visitas) como en precocidad de comienzo del mismo (semana 20 a la 17), aun cuando los mismos sean aplicados en poblaciones de riesgo; respecto a este particular, es de destacar que diversos programas destinados a aumentar la proporción de embarazadas con adecuado control prenatal en California han tenido éxito, tendiendo a disminuir la diferencia existente

entre grupos socioeconómicos diferentes (40).

Cabe sugerir, además, la realización periódica de estudios similares a éste, con muestras parecidas, para evaluar la efectividad de los programas que puedan instituirse (41). Además, puesto que los factores estudiados en este reporte parecen tener un efecto relativamente limitado sobre la población que no asiste en absoluto al control prenatal (0-1 consulta), se hace evidente que debe haber otros también capaces de influir sobre la adecuada realización del mismo, por lo que se deben realizar estudios en los que, luego de aislar otras variables de posible intervención, determinen sucesivamente cuáles y qué importancia tienen esos otros posibles factores, no sólo sobre el aspecto cuantitativo del cuidado prenatal (número de consultas), sino también sobre el cualitativo (13), mismo que se ha comprobado que puede influir más que el simple cumplimiento de un determinado número de consultas (42). De esta manera, podrían obtenerse cuadros análogos al número 4 de este trabajo, los cuales, al predecir qué poblaciones están en mayor riesgo, serían capaces de orientar la programación de metas de cualquier plan que se orientara a la resolución de este problema.

REFERENCIAS

1. Agüero O, Kízer S, Halfen A. Evaluación de un año de control prenatal en la Maternidad "Concepción Palacios". *Rev Obstet Ginecol Venez* 1975;35(4):377-386.
2. Cohen BB, Friedman DJ, Mahan CM, Lederman R, Muñoz D. Ethnicity, maternal risk, and birth weight among Hispanics in Massachusetts, 1987-89. *Public Health Reports* 1993;108(3):363-371.
3. Faneite P. Relación entre mortalidad perinatal y consulta prenatal: Hospital "Dr. Adolfo Prince Lara" 1969-1996. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1998;58(1):1-3.
4. Faneite P, Álvarez N, Repilloza M. Factores epidemiológicos del parto prematuro. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1995;55(2):71-76.
5. Lairet O, Paz LA, Lairet de Paz M. Mortalidad materna en el Hospital Central Portuguesa, de Acarigua-Araure (1970-1984). *Rev Obstet Ginecol Venez* 1986;46(1):33-36.
6. Schlaud M, Kleemann WJ, Poets CF, Sens B. Smoking during pregnancy and poor antenatal care: Two major preventable risk factors for sudden infant death syndrome. *Int J Epidemiol* 1996;25(5):959-965.
7. Schramm WF. Weighing costs and benefits of adequate care for 12023 births in Missouri's Medicaid Program, 1988. *Public Health Reports* 1992;107(6):647-652.
8. Silva OM, Cabral H, Zuckerman B. Adolescent pregnancy in Portugal: Effectiveness of continuity of care

- by an obstetrician. *Obstet Gynecol* 1993;81(1):142-146.
9. Stüsser R, Paz G, Ortega M, Pineda S, Infante O, Martín P, et al. Riesgo de bajo peso al nacer en el área Plaza de la Habana. *Bol Oficina Sanit Panam* 1993;114(3):229-241.
 10. Backe B, Nakling J. Effectiveness of antenatal care: A population based study. *Br J Obstet Gynaecol* 1993;8:727-732.
 11. Lee KS, Ferguson RM, Corpuz M, Gartner LM. Maternal age and incidence of low birth weight at term: A population study. *Am J Obstet Gynecol* 1988;158:84-89.
 12. Moore TR, Origel W, Key TC, Resnik R. The perinatal and economic impact of prenatal care in a low-socio-economic population. *Am J Obstet Gynecol* 1986;154:29-33.
 13. Alexander GR, Kotelchuk M. Quantifying the adequacy of prenatal care: A comparison of indices. *Public Health Reports* 1996;111:408-418.
 14. Bedics B. Nonuse of prenatal care: Implications for social work involvement. *Health Soc Work* 1994;19(2):84-92.
 15. Rodrigues J, da Costa W, de Luna GM. Determinantes de utilização do cuidado pré-natal entre famílias de baixa renda no estado de Paraíba, Brasil. *Rev Saude Publica* 1994;28(4):284-289.
 16. Kieffer E, Alexander GR, Mor J. Area-level predictors of use of prenatal care in diverse populations. *Public Health Reports* 1992;7(6):653-658.
 17. Melnikow J, Alemagno S. Adequacy of prenatal care among inner-city women. *J Fam Pract* 1993;37(6):575-582.
 18. Osis MJ, Hardy E, Faundes A, Alves G. Factores asociados a assistência pré-natal entre mulheres de baixa renda no estado de São Paulo, Brasil. *Rev Saude Publica* 1993;27(1):49-53.
 19. Castellanos R, Zigelboim I. Consulta prenatal. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1965;25:147-159.
 20. Graü A, Moreno LF, Marcano GA. Estudio socioeconómico de la embarazada que asiste a la consulta prenatal del hospital "Antonio Patricio de Alcalá" en la ciudad de Cumaná. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1976;36(2):235-241.
 21. Navarrete S, Castellanos R, Guzmán A, Sucheni J, Díaz A, Guensechadze N, et al. Estudio socioeconómico de la consulta prenatal en la Maternidad "Concepción Palacios". *Rev Obstet Ginecol Venez* 1974;34(1):3-16.
 22. Teppa PA, Garrán de Teppa D. Consulta prenatal. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1978;38(3):157-159.
 23. Cnattingius S, Forman MR, Berendes H, Graubard B, Isotalo L. Effect of age, parity, and smoking, on pregnancy outcome: A population-based study. *Am J Obstet Gynecol* 1993;168:16-21.
 24. Healy MJR. Multiple Regression (2). *Arch Dis Child*. 1995;73:270-274.
 25. Thompson W. Análisis estadístico de los estudios de casos y controles. *Bol Oficina Sanit Panam* 1996;121(1):41-61.
 26. Healy MJR. Multiple regression (1). *Arch Dis Child* 1995;73:177-181.
 27. Coughlin SS, Benichou J, Weed D. Estimación del riesgo atribuible en los estudios de casos y controles. *Bol Oficina Sanit Panam* 1996;121(2):143-158.
 28. Sukerman E, Laitouni J, Mata M, Martínez K, García C, Martínez E, et al. Características clínico-epidemiológicas de 1 000 pacientes de la Maternidad del Hospital Central de Valencia. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1994;54(4):215-222.
 29. Cuervo RL, Fernández RG, Freites HL, Gómez NJ, Herrera J, Sosa A. Riesgos del neonato de madres adolescentes. *Arch Venez Puer Pediatr* 1993;56(1):29-34.
 30. Castellanos R, Agüero O, Franco G, Moreno LF. Estudio sobre mil madres adolescentes menores de 15 años. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1969;28:65-75.
 31. Szczedrin W. Estudio de la embarazada adolescente. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1975;35(1):25-36.
 32. Teppa PA, Alfonso C, Bustamante R. Encuesta socioeconómica. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1976;36(2):243-245.
 33. Arechavaleta H, Uzcátegui O, Miranda M, Soto J, Vidal J, Flores R, et al. Embarazo de adolescentes. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1985;46(2):89-91.
 34. Johnson JL, Primas PJ, Coe MK. Factors that prevent women of low socioeconomic status from seeking prenatal care. *J Am Acad Nurse Pract* 1994;3:105-111.
 35. Raine T, Powell S, Krohn M. The risk of repeating low birth weight and the role of prenatal care. *Obstet Gynecol* 1994;84(4):485-489.
 36. Adams MM, Oakley GP, Marks JS. Maternal age and births in the 1980s. *JAMA* 1982;247(4):493-494.
 37. Zigelboim I, Suárez-Rivero M. Primigesta añosa: asistencia obstétrica. *Rev Obstet Ginecol Venez* 1994;54(1):1-16.
 38. York R, Williams P, Munro BH. Maternal factors that influence inadequate prenatal care. *Public Health Nurs* 1993;10(4):241-244.
 39. Dobie SA, Hart G, Fordyce M, Rosenblatt RA. Do women choose their obstetric providers based on risks at entry into prenatal care? A study in Washington state. *Obstet Gynecol* 1994;84(4):557-564.
 40. The Epidemiology Program Office - Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Adequacy of Prenatal-Care utilization - California, 1989-1994. *MMWR* 1996;45(30):653-656.
 41. Selby J. Evaluación de la eficacia de tratamientos y programas mediante estudios de casos y controles. *Bol Oficina Sanit Panam* 1996;121(3):243-256.
 42. Munjanja SP, Lindmark G, Nyström L. Randomized controlled trial of a reduced-visits programme of antenatal care in Harare, Zimbabwe. *Lancet* 1996;348:364-369.