

EVOLUCIÓN DE LA EQUIDAD EN EL ACCESO A LOS SERVICIOS DE ATENCIÓN BUCODENTAL INFANTIL POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS EN ESPAÑA EN LA ÚLTIMA DÉCADA¹

Pinilla J.², Negrín M.A.³ y Abásolo I.⁴

(Trabajo en curso, por favor, no citar sin el permiso de los autores)

Abstract

El objetivo de este artículo es analizar para un período temporal amplio (2001-11) si la comunidad autónoma de residencia es un factor determinante en el acceso a los servicios de atención dental infantil y si el sistema de concertos público/privado instaurado progresivamente en España ayuda a explicar cualquier variabilidad en acceso existente entre comunidades autónomas. Con datos de la Encuesta Nacional de Salud en sus oleadas de 2001, 2003, 2006 y 2011 se estima, mediante modelos logísticos de efectos aleatorios o modelos multinivel, la probabilidad de no haber visitado nunca al dentista, como indicador de acceso. Los resultados más relevantes apuntan que los niños pertenecientes a hogares de nivel socioeconómico alto tienen una menor probabilidad de no haber visitado nunca al dentista frente a los niños de hogares de clase media y baja. Aunque el acceso ha mejorado a lo largo del período analizado, las diferencias entre comunidades autónomas se mantienen. Entre las variables contextuales que responden a la existencia de estas diferencias regionales, encontramos que una mayor tasa de dentistas por habitantes y estar cubierto por un modelo asistencial PADI de concertos público-privado, contribuyen a mejorar la accesibilidad de los niños a los cuidados dentales.

² Departamento de Métodos Cuantitativos en Economía y Gestión. Universidad de Las Palmas de Gran Canaria (jpinilla@dmc.ulpgc.es; tfno.: 928458198)

³ Departamento de Métodos Cuantitativos en Economía y Gestión. Universidad de Las Palmas de Gran Canaria (mnegrin@dmc.ulpgc.es; tfno.: 928458219)

⁴ Departamento de Economía Aplicada y Métodos Cuantitativos. Universidad de La Laguna (iabasolo@ull.es; tfno.: 922317088)

JEL: I14

¹ Esta investigación ha contado con el apoyo financiero del Ministerio de Economía y Competitividad, proyecto ECO2012-36150.

Introducción

Al contrario de lo que sucede con la mayor parte de servicios sanitarios en España, la atención bucodental se ha venido financiando privadamente en su mayoría, limitándose las prestaciones del sector público al diagnóstico, alivio del dolor y extracción dentaria. Sin embargo, una mayor cobertura pública de la atención bucodental infantil ha sido desde principios de los 90 un objetivo central en las distintas comunidades autónomas de nuestro Sistema Nacional de Salud (SNS).

Dos comunidades autónomas (País Vasco y Navarra) fueron pioneras en el desarrollo de Planes de Asistencia Dental Infantil (PADI) durante los años noventa. Estos programas consistían en la programación de visitas preventivas al dentista y la provisión de ciertos tratamientos dentales para los niños y adolescentes residentes en las comunidades citadas. Los programas PADI suponían una ampliación a la cobertura dental pública a través de conciertos con clínicas dentales privadas. El paciente podía elegir entre visitar el centro de salud público al que estuviera asignado o al dentista privado más cercano que formara parte del programa. El objetivo final de los programas PADI era promover la utilización de los servicios dentales (Freire, 2003). Poco más tarde, el catálogo de prestaciones aprobado por R.D. 63/95 reconoce el derecho de los usuarios del Sistema Nacional de Salud a recibir otros servicios gratuitos (selladores y obturaciones infantiles, y la exploración oral de la embarazada), así como ayudas económicas para prótesis dentarias. Pronto se unieron a las iniciativas de las comunidades forales otras muchas regiones desarrollando programas similares: Andalucía en 2002, Murcia en 2003, Aragón, Baleares y Extremadura en 2005, y Canarias en 2008. Los programas PADI incluyen una revisión anual y el tratamiento de la caries

(educación para la salud oral, selladores, radiografías, empastes, extracciones, coronas, obturaciones, etc.).

Desde el Ministerio de Sanidad y Consumo también se contribuyó al desarrollo de este objetivo elaborando un Plan de Salud Bucodental para el SNS con el objeto de garantizar a las familias una atención bucodental completa para sus hijos en la franja de edad de 7 a 15 años. Gran parte de las actividades cubiertas (flúor tópico, sellado y obturaciones) ya lo estaban anteriormente en virtud del Real Decreto 63/1995 sobre prestaciones sanitarias del SNS, aunque un redactado legal bastante subjetivo y con un desarrollo vinculado a un “de acuerdo con la financiación” provocó que cada comunidad autónoma desarrollara de forma heterogénea su plan de atención dental infantil en función de sus recursos y prioridades. El nuevo Plan buscaba –además de mejorar la salud bucodental de los niños- facilitar el acceso infantil al dentista (independientemente de las características socioeconómicas de las familias).

En otras palabras, con la instauración progresiva de estos programas se pretendía, por un lado, un mayor acceso de los niños de cada comunidad autónoma a los cuidados bucodentales y, por otro, que hubiese un acceso equitativo a estos servicios -independientemente del nivel socioeconómico de los hogares a los que perteneciesen los niños-. La cuestión que surge entonces es, a lo largo de estos años transcurridos, ¿existen diferencias en el acceso por comunidades autónomas? En caso afirmativo, ¿qué papel han jugado los PADIs? ¿Hay diferencias socioeconómicas en el acceso a los cuidados infantiles bucodentales? Algunos estudios han analizado estas cuestiones.

Barriuso y Sanz (2011) analizan las variables asociadas a la probabilidad de utilizar los servicios de salud bucodental en el año 2006 en España, por parte de la

población de 6 a 15 años de edad; sus resultados muestran que la probabilidad se reduce al disminuir el nivel socioeconómico de las familias y que hay cierta variabilidad de la misma entre comunidades autónomas, estando el PADI asociado a una mayor probabilidad de utilización de servicios dentales. Pinilla y González (2006) evalúan el impacto sobre la equidad a largo plazo de los programas PADI; estiman la probabilidad de visitar al dentista y el número de visitas con el fin de comparar las regiones con PADI frente al resto de regiones, concluyendo que, frente al resto de regiones, en las regiones con PADI la probabilidad de utilización es mayor e independiente de la renta del hogar. García Gómez (2005) en una evaluación del PADI del País Vasco concluye que, si bien el programa logra aumentar la probabilidad de que los niños acudan al dentista, no ha conseguido disminuir la de no haber acudido nunca al dentista; de ello se deduce, por tanto, que una mayor probabilidad de utilización (en los últimos meses) no garantiza un mejor acceso al servicio. Tapias-Ledesma et al. (2005) muestran, para el año 2001, que existe una desigualdad social en la utilización de servicios dentales entre los niños españoles.

El objetivo de este estudio es analizar para un período temporal amplio (2001-11) si la comunidad autónoma de residencia es un factor determinante en el acceso a los servicios de atención dental infantil (identificando un mayor acceso con una menor probabilidad de no haber acudido nunca a un dentista) y si el sistema de concertos público/privado instaurado progresivamente en España ayuda a explicar cualquier variabilidad en acceso existente entre comunidades autónomas.

Método

Datos y variables

Los datos de este estudio provienen de las últimas cuatro ediciones de la Encuesta Nacional de Salud (ENSE) para los años 2001, 2003, 2006 y 2011. La ENSE es una encuesta transversal y representativa a nivel nacional que recoge información de distintos indicadores de salud tanto para población adulta como para niños. En lo que se refiere a población infantil, la ENSE contempla una muestra de niños y niñas de 0 a 15 años distribuidos por toda España. Los detalles de la metodología (diseño de la encuesta, tamaño de la muestra y el procedimiento de muestreo) pueden consultarse en la web del Instituto Nacional de Estadística (INE).

Hemos analizado los microdatos de las cuatro últimas ediciones de la ENSE disponibles desde el año 2000. El archivo contiene únicamente variables comunes o armonizadas para las cuatro encuestas, entre otras si el niño no ha acudido nunca al dentista y el estatus social del hogar, lo que proporciona una serie con la homogeneidad suficiente como para hacer una explotación conjunta.

La aproximación a la medición de la equidad en el acceso la realizamos a partir de la construcción de una variable dicotómica binaria que toma valor 1 en los niños que declaran no haber visitado nunca al dentista y 0 en caso contrario. Dado el perfil de este servicio sanitario, no sólo curativo sino especialmente preventivo, entendemos que no haber visitado nunca al dentista es un indicador mucho más fiable de una falta de acceso a dicho servicio que otras aproximaciones alternativas basadas en la utilización/frecuentación del servicio de dentista en el último año. Además, dada la necesidad de este servicio para el conjunto de la población infantil

(y no sólo para los que tienen un problema de salud bucodental), creemos que el uso de esta aproximación al acceso tiene la ventaja de no requerir un adecuado control por necesidad sanitaria, que en este contexto es aún más difícil que en el del uso general de servicios sanitarios. Nuestro análisis se centra en el colectivo de niños con derecho a cobertura bucodental gratuita en los servicios públicos de salud, lo cual delimita nuestra muestra a las edades entre 6 y 14 años.

Como variables explicativas del hecho de no haber acudido nunca al dentista se consideraron características individuales de la población infantil y características contextuales relacionadas con la comunidad autónoma de residencia: edad agrupada en intervalos de 3 años (6-8 años, 9-11 años y 12-14 años), sexo, clase social de la familia, año de la encuesta, CA de residencia, proporción de dentistas por cada 100.000 habitantes para cada CA en el año de realización de la encuesta, y finalmente la existencia o no de programa PADI en cada CA.

La variable clase social es proporcionada por la ENSE y se construye a partir de la ocupación del miembro del hogar con mayores ingresos. La ENSE utiliza la adaptación española del British Registrar General's Scale (Alonso et al. 1997), cuyos categorías son: Clase I (profesionales, directivos, técnicos superiores), II (otros directivos, técnicos medios, comercio), III (cuadros intermedios, administrativos), IV_a (trabajadores manuales cualificados), IV_b (trabajadores manuales semicualificados) y V (trabajadores no cualificados). La variable fue reagrupada en tres categorías como: Clase Alta (clases I, II), media (clases III y IV_a) y baja (clases IV_b y V).

La tabla 1 muestra la proporción de niños de 6-14 años que declaran no haber acudido nunca al dentista en cada una de las comunidades autónomas entre 2001 y 2011. Podemos observar que los niveles más bajos corresponden a las comunidades autónomas de Asturias y Navarra por debajo del 7%, mientras que los más elevados se registran en Canarias y Extremadura con un 21% y 22% respectivamente. Para el total del país, el 13% de los niños entre 6 y 14 años declara no haber visitado nunca al dentista.

Tabla 1. Proporción de niños (6-14 años) que nunca han visitado al dentista en España 2001-2011

	Media	Intervalo de confianza	N
Asturias	0.0688	(0.0469; 0.0968)	436
Navarra	0.0694	(0.0505; 0.0927)	605
Galicia	0.0878	(0.0716; 0.1063)	1082
Madrid	0.091	(0.0754; 0.1085)	1220
Cantabria	0.0973	(0.0739; 0.1250)	555
Aragón	0.1106	(0.0911; 0.1327)	922
País Vasco	0.1136	(0.0905; 0.1401)	669
Valencia	0.1149	(0.0965; 0.1353)	1088
Murcia	0.1225	(0.1011; 0.1466)	841
Baleares	0.129	(0.1042; 0.1572)	651
Castilla León	0.1311	(0.1129; 0.1511)	1251
La Rioja	0.1369	(0.1051; 0.1741)	409
Castilla la Mancha	0.1406	(0.1159; 0.1684)	711
Cataluña	0.1564	(0.1376; 0.1767)	1381
Andalucía	0.1683	(0.1510; 0.1867)	1741
Canarias	0.2136	(0.1850; 0.2444)	763
Extremadura	0.2237	(0.1914; 0.2586)	617
Total España	0.1306	(0.1253; 0.1361)	14942

Fuente: Encuesta Nacional de Salud 2001-2011

La tabla 2 recoge los descriptivos básicos de las variables explicativas consideradas en el análisis. En lugar de ofrecer los valores medios de cada CA, ofrecemos el valor medio del país y el mínimo y máximo que registran las CCAA en los cuatro años analizados, de forma que pueda advertirse la variabilidad, en el tiempo y a lo largo de las CA, de la distribución de las características que explican la probabilidad de nunca haber visitado al dentista.

Tabla 2. Porcentajes medios, mínimos-máximos, de las variables explicativas utilizadas en el análisis multivariante

	Media (Mínimo - Máximo)	Datos perdidos
<u>Sexo</u>		0
Niño	51.49% (47.21%-54.03%)	
Niña	48.51% (45.97%-52.79%)	
<u>Edad</u>		0
Edad 6-8 años	29.54% (24.80%-32.73%)	
Edad 9-11 años	32.32% (29.49%-34.20%)	
Edad 12-14 años	38.13% (34.84%-42.61%)	
<u>Clase social</u>		1135
Alta	20.10% (14.79%-28.97%)	
Media	50.69% (44.38%-55.47%)	
Baja	29.21% (21.79%-39.63%)	
Programa PADI (público/privado)		0
Sí	21.84% (0%-100%)	
No	78.16% (0%-100%)	
Tasa dentistas por 100 mil habitantes	49.44 (24.57-97.59)	0
N	13807	1135

Fuente: Encuesta Nacional de Salud 2001-2011

Modelo

La estructura jerárquica de los datos, niños agrupados por CCAA, condiciona el modelo estadístico elegido para nuestro análisis multivariante. Inicialmente incorporamos el efecto región mediante la inclusión de variables dicotómicas que identifican a cada CA, tomando Andalucía como referencia. A continuación, con el objeto de modelar adecuadamente la estructura de los datos proponemos varios modelos multinivel: primero permitiendo sólo la existencia de variabilidad entre CCAA en la constante (modelo M_{1a} , con variables explicativas individuales, y modelo M_{1b} , con variables explicativas individuales y contextuales), y en segundo lugar (modelo M_2), permitiendo variabilidad entre CCAA tanto en la constante como en la pendiente de la variable explicativa clase social con el objetivo de analizar las desigualdades por regiones.

Como medidas de bondad del ajuste y fiabilidad de los resultados se incluyen el criterio de información de Akaike (AIC), el criterio de información Bayesiano (BIC) y el logaritmo de la verosimilitud (Log likelihood). En los modelos multinivel se muestra el coeficiente de partición de la varianza (VPC) que indica el porcentaje de variabilidad atribuible a la CCAA con respecto a la varianza total.

Resultados

La Tabla 3 recoge los resultados de las distintas regresiones logísticas estimadas. Encontramos una fuerte estabilidad en los coeficientes estimados y en los resultados de los test de significación individual entre los 4 modelos estimados, incluido el modelo que incluye el efecto CA de forma aditiva a través de variables indicadoras.

La realización de un test de ratio de verosimilitudes concluye la preferencia del modelo M_{1b} frente al modelo M_0 . Este resultado es respaldado por el criterio de información bayesiano BIC. Por tanto la modelización del efecto CA a través de modelos multinivel resulta más apropiada.

En lo que se refiere a los modelos multinivel, en el modelo M_{1a} , que incluye solo las variables individuales, concluimos que sólo el 4.59% de la variabilidad de la variable respuesta es atribuible a la CCAA. Después de añadir las variables contextuales, modelo M_{1b} , esta probabilidad se reduce al 3.70%. Finalmente cuando permitimos variabilidad entre CCAA en el coeficiente de la variable clase social, modelo M_2 , la proporción es del 3.58%.

Respecto a las variables explicativas individuales, encontramos que las niñas tienen menor probabilidad de no haber acudido nunca la dentista que los varones (OR=0.89). Como era de esperar, la edad del niño influye también de forma

negativa y significativa en la probabilidad de nunca haber ido al dentista, en comparación con los niños de 6-8 años los niños con edades de 9-11 años y 12-14 años presentan odd ratios de 0.31 y 0.27, respectivamente para el modelo M_{1a}. La variable relevante para el estudio de la equidad, clase social, también resulta muy significativa a la hora de explicar la probabilidad de que el niño no haya acudido nunca al dentista, mostrando mayor probabilidad de no visitar al dentista las familias de clase media y baja (odd ratio de 1.38 y 2.18, respectivamente) frente a las de clase alta.

El año de realización de la encuesta también supone una variable relevante del modelo. La probabilidad de no acudir nunca al dentista disminuye significativamente para cada edición de la encuesta. Así por ejemplo el coeficiente de la variable 2011 tiene un odd ratio de 0.33-0.44, según modelo, con respecto al año 2001.

En el modelo M_{1b} se incluyen dos nuevas variables explicativas a nivel de CA de residencia del niño: la tasa de dentistas por cada 100 mil habitantes y la existencia de un programa PADI de conciertos con clínicas del sector privado. Ambas variables resultan significativas, si bien la tasa de dentistas solo al 10% de significación. Una mayor densidad de dentistas se asocia a una menor probabilidad de no haber acudido nunca al dentista. Estar bajo cobertura de un programa de conciertos PADI disminuye significativamente la probabilidad de no haber acudido nunca al dentista, con un odd ratio de 0.7.

Tabla 3. Regresiones logísticas

	M ₀	M _{1a}	M _{1b}	M ₂
	Odds-ratio, exp(β) e Intervalos de confianza al 95%			
Constante	0.45*** (0.36; 0.57)	0.30*** (0.23; 0.40)	0.51** (0.27; 0.97)	0.51** (0.27; 0.98)
Niño	1.00	1.00	1.00	1.00
Niña	0.89** (0.80; 0.99)	0.89** (0.80; 0.99)	0.89** (0.80; 0.99)	0.89** (0.80; 0.99)
6-8 años	1.00	1.00	1.00	1.00
9-11 años	0.31*** (0.28; 0.36)	0.31*** (0.28; 0.36)	0.30*** (0.26; 0.34)	0.30*** (0.26; 0.34)
12-14 años	0.27*** (0.24; 0.31)	0.27*** (0.24; 0.31)	0.25*** (0.22; 0.29)	0.25*** (0.22; 0.29)
<u>Clase social de la familia</u>				
Alta	1.00	1.00	1.00	1.00
Media	1.38*** (1.18; 1.62)	1.38*** (1.18; 1.62)	1.38*** (1.18; 1.62)	1.38*** (1.18; 1.63)
Baja	2.17*** (1.84; 2.56)	2.18*** (1.85; 2.57)	2.18*** (1.84; 2.57)	2.18*** (1.83; 2.60)
Año 2001	1.00	1.00	1.00	1.00
Año 2003	0.81*** (0.70; 0.95)	0.81*** (0.70; 0.95)	0.85** (0.73; 0.99)	0.85** (0.73; 0.99)
Año 2006	0.55*** (0.47; 0.64)	0.55*** (0.47; 0.64)	0.63*** (0.53; 0.75)	0.63*** (0.53; 0.75)
Año 2011	0.33*** (0.27; 0.40)	0.33*** (0.27; 0.40)	0.44*** (0.33; 0.59)	0.44*** (0.33; 0.59)
Andalucía	1.00			
Aragón	0.60*** (0.46; 0.78)			
Asturias	0.29*** (0.18; 0.45)			
Baleares	0.80 (0.60; 1.06)			
Canarias	1.36** (1.07; 1.72)			
Cantabria	0.56*** (0.40; 0.78)			
Castilla León	0.74*** (0.59; 0.93)			
Castilla la Mancha	0.84 (0.64; 1.09)			
Cataluña	0.98 (0.79; 1.21)			
Valencia	0.62*** (0.48; 0.79)			
Extremadura	1.55*** (1.21; 1.98)			
Galicia	0.45*** (0.34; 0.59)			
Madrid	0.51*** (0.40; 0.66)			
Murcia	0.69*** (0.53; 0.90)			
Navarra	0.30*** (0.20; 0.45)			
País Vasco	0.50***			

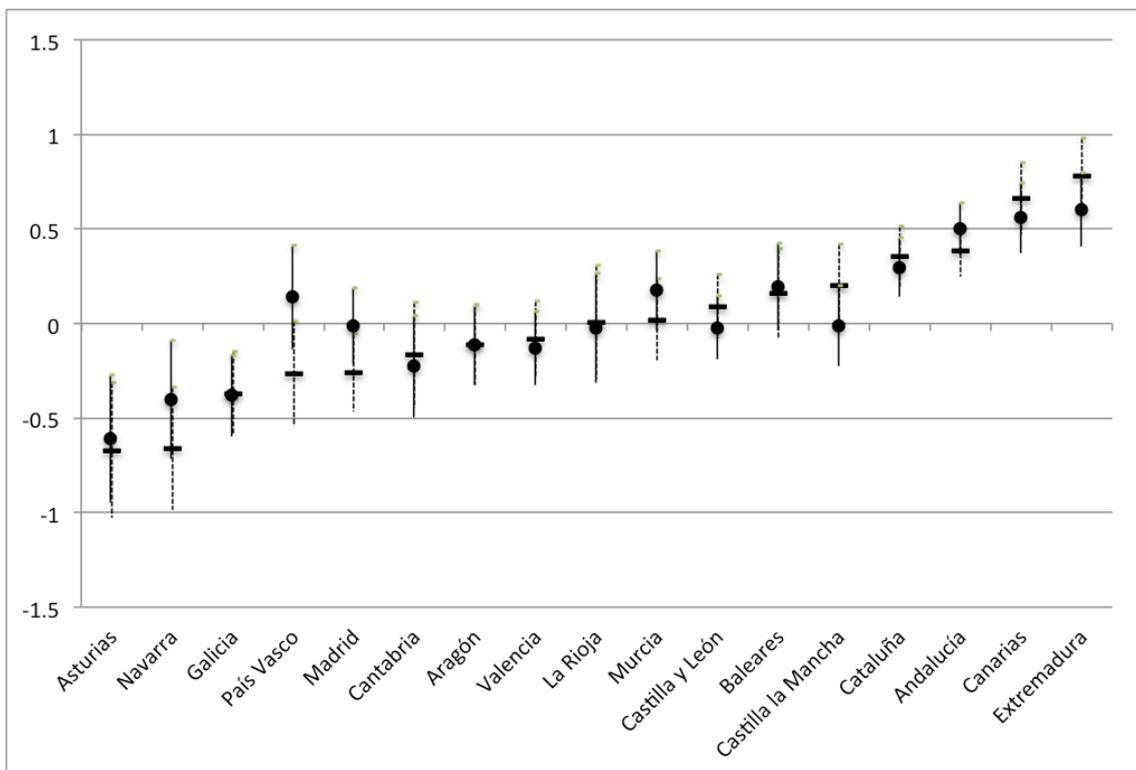
La Rioja	(0.36; 0.70) 0.68** (0.48; 0.97)			
Variables contextuales				
Número de dentistas por 100.000 habitantes			0.99* (0.98; 1.00)	0.99* (0.98; 1.00)
PADI No Sí			1.00 0.70*** (0.58; 0.85)	1.00 0.71*** (0.58; 0.86)
Parámetros efectos aleatorios				
Constante		0.16 (0.08; 0.36)	0.13 (0.06; 0.29)	0.12 (0.05; 0.28)
Clase social media				0.089 (0.00; 1.45)
Clase social baja				0.01 (0.00; 1.39)
VPC		4.59%	3.70%	3.58%
Diagnóstico				
Log likelihood	-4701.92	-4732.42	-4725.13	-4424.70
AIC	9453.85	9484.84	9474.26	9477.39
BIC	9642.17	9560.17	9564.65	9582.85
N	13807	13807	13807	13807

En los modelos multinivel M_{1a} y M_{1b} se ha considerado la variabilidad entre CCAA en la probabilidad de no haber visitado nunca al dentista a través de la incorporación de un efecto aleatorio a nivel CA en la constante. En la Figura 1 representamos los efectos aleatorios estimados a través de técnicas bayesianas para ambos modelos. De esta manera podemos sopesar el efecto de las variables contextuales sobre cada una de las CCAA. Las CCAA de Asturias, Navarra y Galicia son las que presentan menor probabilidad de no haber acudido nunca al dentista para ambos modelos. Por otro lado, observamos que Andalucía, Canarias y Extremadura son las CCAA con mayor probabilidad de no acudir al dentista descontados los efectos individuales y contextuales. Destaca el caso de la comunidad País Vasco. En el modelo M_{1a} se sitúa como la cuarta CA con menor probabilidad de no haber acudido nunca al dentista. Sin embargo, tras controlar por las variables contextuales de densidad dentistas por habitante y presencia de PADI su posición cambia al número 11 con mayor probabilidad de no ir nunca al

dentista. Navarra y País Vasco son dos de las CCAA con mayor diferencia entre los modelos M_{1a} y M_{1b} . No debe sorprender este resultado ya que se trata de las dos CCAA donde antes se incorporaron los programas de asistencia dental infantil, y por tanto, donde mayor efecto tiene la inclusión de la variable PADI. Salvo algunas excepciones como las que se comentan, el ranking respecto a la nunca visita al dentista que se obtiene en ambos modelos es similar, indicando que la tasa dentistas por habitante y el programa PADI no son los únicos factores que explican las diferencias entre CA.

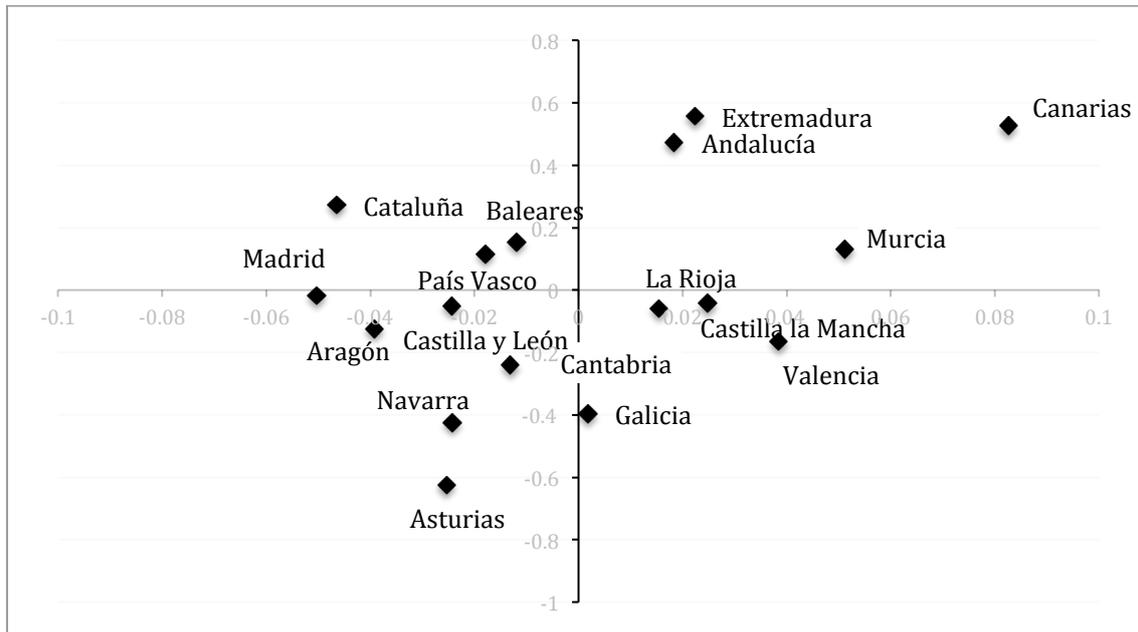
Aunque el modelo M_0 fue descartado desde el principio al mostrar un peor ajuste es interesante observar como en líneas generales el ranking respecto a la nunca visita al dentista que se obtenía en este modelo es similar al de la Figura 1 mostrando nuevamente la robustez de los resultados al modelo utilizado.

Figura 1. Estimación Bayesiana de los efectos aleatorios de CA para M_{1a} (guión -) y M_{1b} (punto •)



El modelo M_2 incorpora al modelo la variabilidad por CCAA del coeficiente clase social para analizar si los niveles de inequidad por clase social son similares en todo el territorio español. Los criterios de información AIC y BIC concluyen que esta variabilidad no es relevante y podría no considerarse. A la misma conclusión llegamos al observar que las varianzas estimadas del efecto aleatorio CA son muy cercanas a 0, 0.089 y 0.01, respectivamente. Como medida resultado de este último modelo mostramos la Figura 2. En ella se representan los términos de perturbación aleatoria estimados por técnicas bayesianas tanto para la constante como para la pendiente de la variable clase social baja del modelo M_2 . La figura 2 aparece dividida en cuatro cuadrantes advirtiéndose una concentración de puntos en los cuadrantes superior derecho e inferior izquierdo. La correlación estimada es de 0.7. Esto sugiere que existe una tendencia a que en las CCAA donde la tasa de nunca visita al dentista es superior a la media nacional, el efecto de la baja clase social es también mayor que la media nacional. Es decir, la probabilidad de nunca visitar al dentista en los niños de clase baja es más pronunciada en las comunidades con mayor probabilidad de no acudir nunca al dentista lo que supondría una mayor inequidad. Como ejemplo de esta situación se tiene a Canarias, comunidad con una proporción de niños que no han acudido al dentista mayor que la media nacional y donde también las diferencias entre clases sociales son mayores a la media.

Figura 2. Estimación Bayesiana de los efectos aleatorios de CA para la constante y el coeficiente clase social baja para el M₂.



Conclusión

Unificar datos de 4 ENSE ha permitido trabajar con un tamaño muestral muy elevado (N=13807 niños entre 6 y 14 años). Este importante tamaño muestral ha permitido obtener estimaciones muy robustas al modelo empleado. Se estimaron 4 modelos alternativos aunque las medidas de bondad utilizadas muestran la preferencia por la modelización multinivel como herramienta estadística para analizar las diferencias entre regiones.

Existe inequidad en el acceso al dentista para los niños. Los niños nacidos en familias de clase social baja tienen un odds ratio de no acudir al dentista superior al doble que los niños nacidos en familias de clase alta. Este nivel de inequidad es similar en todas las regiones del estado español. Una limitación de nuestro estudio es que la información disponible no nos ha permitido diferenciar la financiación pública o privada del dentista, que sería necesario conocer en un estudio de

equidad en el acceso al sistema sanitario público tal como ponen de manifiesto algunos autores (por ejemplo, Regidor 2006).

Entre las variables contextuales destaca la existencia de un programa de atención bucodental infantil (PADI), lo que reduce significativamente la probabilidad de no haber ido nunca al dentista. No obstante, no debemos olvidar que los programas implantados por las distintas comunidades autónomas están sujetos a cierta heterogeneidad en los modelos, tanto en relación a las coberturas y prestaciones, como a la financiación (Cortés, 2010).

Aunque la probabilidad de no acudir nunca al dentista ha disminuido con los años, indicando una mejora en el acceso a lo largo de la década estudiada, permanecen las diferencias entre CCAA. Asturias, Navarra, Galicia y País Vasco son las regiones con menor probabilidad de no acudir a los servicios dentales, aunque el efecto País Vasco se desvanece al controlar por la densidad dentistas-habitante y la existencia de PADI.

En el extremo opuesto se sitúan Extremadura, Canarias y Andalucía, comunidades con mayor probabilidad de no acudir al dentista. Canarias y Extremadura han iniciado su programa de atención dental infantil (PADI) muy recientemente, 2008, y, al tratarse de una incorporación progresiva, aún no se observan los resultados. Sorprende más el caso de Andalucía, que posee PADI desde 2002 pero que aún muestra resultados malos en lo que se refiere a proporción de niños sin acudir al dentista.

Referencias

Alonso J, Pérez P, Sáez M, Murillo C. (1997) Validez de la ocupación como un indicador de clase social de acuerdo a la clasificación de British Registrar General. *Gaceta Sanitaria*, 11: 205-13

Barriuso L. y Sanz B. (2011) Análisis multinivel del uso de servicios de salud bucodental por población infanto-juvenil, *Gaceta Sanitaria*, 25(5):391-6

Encuesta Nacional de Salud. Instituto Nacional de Estadística. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. [Fecha de consulta: 01/02/2014]. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t15/p419&file=inebase&L=0>

Freire, J.M. (2003) The Child Oral Care Program (PADI) of Navarra and the Basque Country: achievements and new goals. *An Sist Sanit Navar.*, 26(3):423-8.

García-Gómez P. (2005) Evaluación de un programa de atención dental público PADI en el País Vasco, *Ekonomiaz*, 60(2): 62-89.

Pinilla J. y González B. (2006) Equity in children's utilisation of dental services: effect of a children's dental care programme. *Community Dental Health*, 23: 1-6.

Tapias-Ledesma M.A., Jiménez R., Carrasco-Garrido P., Gil de Miguel A. (2005) Influence of sociodemographic variables on dental service utilization and oral health among the children included in the year 2001 Spanish National Health Survey, *Journal of Public Health Dentistry*, 65(4): 215-20.

Cortés FJ. (2010) Servicios dentales para jóvenes: el inicio de una andadura. *Gaceta Sanitaria*; 24(3): 251-252

Regidor E., Martínez D., Astasio P., Ortega P., y Domínguez V. (2006) Asociación de los ingresos económicos en la utilización y la accesibilidad de los servicios sanitarios en España al inicio del siglo XXI. *Gaceta Sanitaria*; 20(5): 352-59.