



Universidad Nacional  
Autónoma de México



Programa  
Universitario  
de Estudios  
del Desarrollo  
UNAM

# Documento

de

# trabajo

1

La dependencia temporal de  
la marginación municipal en  
México 1990-2010: Una  
tercera mirada al índice de  
marginación

Autores: Fernando Cortés  
Delfino Vargas

Octubre 24

2013

# La dependencia temporal de la marginación municipal en México 1990-2010: Una tercera mirada al índice de marginación

Fernando Cortés  
Delfino Vargas<sup>1</sup>

## Resumen<sup>2</sup>

En este trabajo estudiamos la dependencia temporal del índice mexicano de marginación municipal en los años 1990, 2000 y 2010. El análisis de los datos se aborda, en primera instancia, mediante técnicas de componentes principales y se concluye que para las mediciones de los años 1990 y el 2000 es posible construir un solo índice, en tanto que para el 2010 ya no es posible captar adecuadamente la variabilidad de los datos, por lo que se requiere retener dos dimensiones: carencias de la urbanización y carencias de la vivienda. En segunda instancia, se emplean técnicas de análisis factorial confirmatorio para someter a prueba la hipótesis del desdoblamiento factorial en 2010, manteniendo un solo factor en 1990 y 2000. Como tercer paso se proponen dos modelos, para estudiar la dependencia temporal del índice de marginación: el primero de estos modelos considera el desdoblamiento de los factores a partir de 1990 y el segundo que plantea un modelo unidimensional para 1990 y 2000 y bidimensional para 2010. Concluimos que el segundo modelo tiene un mejor ajuste que el primero, tanto conceptual como estadísticamente y señalamos que el índice de marginación tiene una dependencia temporal más o menos rígida rota parcialmente por la política social que ha seguido el país después de la crisis del tequila. Como resultado de la presente investigación hemos encontrado que un índice unidimensional no es suficiente para medir la marginación, al menos para el año 2010, y que por lo tanto se sugiere revisar su evolución y estudiar las posibles repercusiones en la política pública.

---

<sup>1</sup> Este es otro más de una serie de trabajos que hemos realizado como parte del programa de investigación del Programa Universitario de Estudios del Desarrollo (PUED) de la UNAM. Con el propósito de dejar claramente establecido que los productos académicos son realizados con participación de ambos autores por igual, hemos decidido cambiar alternativamente el orden alfabético en las diversas publicaciones. Como este es el tercer trabajo que hemos realizado el orden alfabético no se ha modificado.

<sup>2</sup> Los autores desean hacer patente un reconocimiento a la Dra. Rosa María Rubalcava quien con su amplia experiencia en estudios urbanos nos hizo ver la relevancia de los constructos identificados en el índice de marginación para el año 2010.

## Summary

This research is aimed to study the time-dependence of the Mexican marginalization index measured at the municipal level during the years 1990, 2000 and 2010. This analyses start first with Principal Component Analysis techniques that suggests to keep one single index for the years 1990 and 2000; meanwhile for the year 2010 it is not possible to maintain a single index, instead we identified two dimensions: shortages in urbanization and shortages in dwelling. Next, we used confirmatory analyses techniques to test the hypothesis of a two-factor model for 2010 and maintaining a single factor for 1990 and 2000. We propose two models to study the time-dependence of the marginalization index: first a cross-lagged model that considers two-factors (shortages in urbanization and dwelling) for the years 1990, 2000 and 2010; and the second is a single factor for 1990 and 2000 and two-factors for 2010. We concluded that the second model has a better fit than the first and it is supported statistically and substantially. We point out that the index is time-dependent because it has been rigid for certain period but partially broken for the social policy followed after the tequila crisis. As a result of the present investigation we conclude that a single factor is not enough, at least for 2010, and therefore we suggest to revise its evolution over time and further study its consequences for public policy.

Palabras clave: CONAPO, marginación, análisis factorial.

## I. Introducción

En este trabajo nos proponemos indagar si la marginación actual hunde sus raíces en tiempos lejanos y cuán lejanos, es un fenómeno que se renueva totalmente de período a período. Si este último fuese el caso la política pública, el modelo de crecimiento (o estilo de desarrollo) o ambos, podrían alterar la distribución de la marginalidad drásticamente y en el corto plazo; pero si por el contrario, la dependencia temporal fuese fuerte los efectos de las políticas y las consecuencias sociales del funcionamiento de la economía quedarían mediatizadas en gran medida por la idiosincrasia de los municipios, y sus

efectos sólo serían observables en plazos más largos. Además, las peculiaridades del propio desarrollo económico y social de los municipios podría hacer más complejo el fenómeno y por tanto modificar las dimensiones de la marginación.

Por otra parte, el análisis de la dependencia temporal de la marginación unida al hecho de que los fenómenos sociales suelen ser dinámicos hizo surgir la inquietud acerca de la dimensionalidad del fenómeno ¿El índice de marginación ha sido “unidimensional” durante todos los años que cubre el estudio, o han aparecido otras dimensiones a lo largo del tiempo?

Este estudio es el tercero que los autores han dedicado al Índice de Marginación Municipal del Consejo Nacional de Población (CONAPO). El primero se propuso superar la limitación, ampliamente sabida, de que el índice de CONAPO no permite conocer la trayectoria de la marginación de los municipios a lo largo del tiempo sino que su utilidad radica en ordenar los municipios según rangos de marginación, para cada año en que se calcula (Cortés y Vargas, 2011). Para encarar dicha limitación se construyó un índice de marginación alternativo que a la vez que permitiera seguir la trayectoria de la marginación municipal en el tiempo y estuviese fuertemente correlacionado con el de CONAPO. Esta última condición es importante desde el punto de vista aplicado pues garantiza que la jerarquización de los municipios empleando uno u otro índice es básicamente la misma lo que permite utilizarlo logrando resultados equivalentes a los que se alcanzan con el índice de marginación de CONAPO.

El segundo estudio analizó las trayectorias que siguieron los municipios del país según el índice de marginación alternativo calculado con los datos censales de 1990, 2000 y 2010 de los Censos de Población y Vivienda de los años 1995 y 2005. La conclusión principal a la que se arribó es que si bien en los últimos veinte años se observa una tendencia a la caída de la marginación también se registra un proceso de divergencia municipal. Esto quiere decir que las tasas de reducción de la marginación son heterogéneas: en unos municipios la caída es más rápida que en otros, así como también ha habido municipios que la aumentan. Las 2454 trayectorias (constituidas por cinco

observaciones cada una) fueron sometidas a análisis de clases latentes y se generaron “clases de trayectorias” para todos los municipios del país, así como para los municipios urbanos y rurales (Vargas y Cortés 2014).

Los dos primeros trabajos se realizaron cuidando que los resultados se mantuvieran cercanos al índice de marginación de CONAPO, de este modo el índice alternativo que se ha propuesto permite trazar válidamente la trayectoria temporal de la marginación en los municipios del país. Si bien en este tercer estudio interesa conocer la dependencia temporal de la marginación, es decir, en qué medida la medición previa de marginación condiciona la actual, satisfacer este interés requiere identificar algunas diferencias en la definición de las variables a lo largo del tiempo, discrepancias que limitan la comparabilidad de la información.

Debido a que el Censo de Población y Vivienda de 1995, no recabó algunas variables que forman parte del Índice de Marginación de CONAPO, este organismo decidió emplear la información de 1990 para los siguientes indicadores: “Porcentaje de ocupantes en viviendas particulares con piso de tierra”, “Porcentaje de viviendas con hacinamiento”, y “Porcentaje de la población ocupada que gana hasta dos salarios mínimos” (CONAPO 1996; cuadro 2.5). Considerando que las dos primeras variables suelen moverse con lentitud a lo largo del tiempo y que además, en ese quinquenio no se emprendieron políticas sociales agresivas cuyo fin fuese mejorar los “pisos” y el “hacinamiento” de las viviendas, podría suponerse que sus distribuciones en 1990 son buen “*proxy*” de las correspondientes distribuciones municipales en 1995. Sin embargo, es difícil sostener este mismo supuesto para el caso de los “salarios mínimos”. En efecto, en 1995 el país vivió los efectos de la “crisis del tequila” que inició en diciembre de 1994, contracción económica que no sólo deprimió el nivel global de actividad productiva en 1995 sino que también tuvo repercusiones diversas sobre el territorio (Ochoa, 2013: 65 a 69), lo que seguramente debe haber provocado alteraciones no sólo en el nivel sino también en la distribución de los salarios en los municipios en 1995 con respecto a 1990.

Por otra parte, los datos del Censo de Población y Vivienda del año 2005 difieren del Censo del año 2000 en varios aspectos que podrían ser catalogados de detalles y por tanto de poca significación, éste es el caso de las modificaciones en la definición de viviendas particulares habitadas, en las categorías educativas y en el uso exclusivo o no del sanitario o excusado. Sin embargo, presenta una diferencia importante en la información sobre salarios mínimos entre 2000 y 2005. En este último año el dato no proviene del Censo sino de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) levantada del cuarto trimestre de 2005 (CONAPO 2006: 310 a 313). Es difícil sostener válidamente que los salarios de una y otra fuente son comparables, no sólo por las diferencias en el trabajo de campo sino también porque la ENOE recaba información de los ingresos laborales con preguntas de rescate (ausentes en el CONTEO) y porque la Encuesta no tiene como dominio de muestreo el municipio.

Tomando en cuenta las dificultades que aquejan a los datos de ambos Censos (levantados en 1995 y 2005) se decidió limitar el análisis de la dependencia temporal de la marginación (medida por el índice alternativo) a los años 1990, 2000 y 2010.

En la sección que sigue se utilizan los resultados del Análisis de Componentes Principales (ACP) aplicados a las variables del índice de marginación en los años censales y se estudia su unidimensionalidad. En la sección III, exploramos la estructura de la matriz de correlaciones para verificar la unidimensionalidad del índice. Finalmente, en el cuarto apartado estudiamos la evolución temporal del índice de marginación y se propone un desdoblamiento de dicho índice. Este trabajo finaliza con una discusión de resultados.

## **II. Algunos alcances sobre el índice de marginación**

El índice marginación de CONAPO resulta de considerar la primera componente de un Análisis de Componentes Principales (ACP) efectuado sobre el conjunto de nueve variables construidas con datos censales.<sup>3</sup> El ACP es un procedimiento matemático que consiste en

---

<sup>3</sup> En el caso el índice de marginación municipal las variables que caracterizan a las unidades son: porcentaje de población analfabeta de 15 años o más, Porcentaje de población sin primaria completa de 15 años o más, Porcentaje de viviendas sin drenaje ni servicio sanitario, Porcentaje de ocupantes en viviendas sin energía eléctrica, Porcentaje de ocupantes en viviendas sin agua entubada, Porcentaje de viviendas con

encontrar una combinación de variables (llamadas componentes) no correlacionadas entre sí; componentes que son transformaciones lineales de las variables originales (que en este caso particular son mediciones de características municipales). El método entrega como resultado tantas componentes como variables originales. El primer componente es aquel que tiene varianza máxima, el segundo tiene la segunda mayor varianza entre aquellas combinaciones lineales no correlacionadas con la primera, el tercero tiene la tercera varianza máxima entre las combinaciones lineales no correlacionadas con la primera y la segunda, y así sucesivamente.<sup>4</sup>

La solución que entrega el ACP se puede interpretar como un nuevo sistema de ejes coordenados ortogonales (llamados componentes) que sirve de referencia a la nube de puntos formada por los valores de las variables de cada municipio.

A primera vista el Análisis de Componentes Principales parece ser un puro juego matemático en la medida que proporciona como solución un número de componentes igual al número de variables, por ejemplo, en esta aplicación particular la solución arroja nueve componentes. Por construcción dichos componentes se pueden ordenar de mayor a menor en función de sus varianzas (representadas por los valores propios) y, en el caso en que el análisis se aplique a variables estandarizadas, la suma de las varianzas será igual al número de los componentes (que es igual al número de variables), que en este caso es 9.

En la mayoría de los paquetes estadísticos las variables originales se estandarizan<sup>5</sup> antes de ser sometidas al ACP, esto es se transforman internamente en puntajes estándar a menos que se indique expresamente que se deben usar los valores originales. Todos los

---

algún nivel de hacinamiento, Porcentaje de ocupantes en viviendas con piso de tierra, Porcentaje de población en localidades con menos de 5,000 habitantes, Porcentaje población ocupada con ingreso hasta dos salarios

<sup>4</sup> Los componentes obtenidos, además de cumplir con la condición de ser ortogonales entre sí, tienen una norma unitaria. La norma es la suma de cuadrados de las cargas asociadas a cada componente que suman la unidad.

<sup>5</sup> La estandarización consiste en restar la media a cada observación y dividir el resultado entre la desviación estándar.

índices de marginación de CONAPO, con la excepción del índice absoluto de marginación, se construyen con variables estandarizadas.

En el cuadro 1 se presentan algunos resultados del ACP que se aplicó a los datos municipales de 1990, 2000 y 2010. La columna rotulada “lambda” simboliza la varianza asociada<sup>6</sup> a cada componente y Prop. Var. registra el porcentaje de la varianza total de que “da cuenta” cada componente.

CUADRO 1  
 Varianzas de los componentes principales. Municipios de México 1990, 2000 y 2010

1990		2000		2010	
lambda	Prop. Var	lambda	Prop. Var	lambda	Prop. Var
5.620	<b>0.62</b>	5.217	<b>0.58</b>	4.542	<b>0.50</b>
0.835	0.09	0.968	0.11	1.064	<b>0.12</b>
0.685	0.08	0.736	0.08	0.919	0.10
0.488	0.05	0.696	0.08	0.764	0.08
0.404	0.04	0.483	0.05	0.569	0.06
0.308	0.03	0.375	0.04	0.433	0.05
0.302	0.03	0.234	0.03	0.400	0.04
0.235	0.03	0.201	0.02	0.223	0.02
0.121	0.01	0.089	0.01	0.086	0.01
Suma=9.000	1.00	9.000	1.00	9.000	1.00

Fuente: cálculos propios con datos de CONAPO

Ahora bien, es sabido que el propósito de construir índices consiste en reducir la dimensionalidad de las variables originales procurando que se pierda el mínimo de variabilidad.<sup>7</sup> Para determinar el número de factores la bibliografía especializada sugiere retener aquellos factores cuya lambda es mayor que 1 (Kaiser, 1960), esta regla, por lo demás ampliamente popular, se basa en la idea de que si un valor propio es menor que 1, entonces la varianza explicada por el factor “explica” menos que la varianza de una

<sup>6</sup> Lambda es el valor propio, valor característico o “eigen valor” asociado a cada combinación lineal de variables originales y es igual a la varianza de cada componente. Cuando las variables están estandarizadas la suma de los valores propios es igual al número de componente, que a su vez es igual al número de variables, e igual a la varianza total de los componentes. En la aplicación al caso del índice de marginación municipal se tienen 9 variables, igual número de componentes y la varianza total de los componentes principales también es 9.

<sup>7</sup> Un objetivo específico del índice de marginación de CONAPO consiste en establecer una ordenación entre las unidades de observación: estados, municipios o localidades.

variable<sup>8</sup> (Brown 2006: 26). Según este criterio en 2010 deberían considerarse dos factores (Cuadro 1).<sup>9</sup>

El índice de CONAPO, como cualquier índice no escapa a la idea de disminuir la dimensionalidad de las variables, pero el Consejo ha seguido la norma de definir como índice de marginación sólo a la primera componente. De acuerdo con esta regla, según los datos del cuadro 1, el índice de CONAPO estaría dando cuenta de un porcentaje decreciente (62%, 58% y 50%) de la varianza total. Si se aplicara el criterio de Kaiser los porcentajes de varianza serían 62%, 58% y 62% en 1990, 2000 y 2010, respectivamente.<sup>10</sup>

Desarrollos recientes han detectado que la regla de Kaiser no es sensible a las variaciones muestrales en función del tamaño de muestra (Mulaik 2010: 188). Por otra parte, se ha encontrado que la primera componente tiende a ser mayor que su valor poblacional, en tanto que la última tiende a ser menor (Hayton, Allen & Scarpello, 2004 ). Sin embargo, la regla de Kaiser es apropiada con datos poblacionales (como es el caso) o con muestras suficientemente grandes.

Para subsanar las deficiencias del criterio de Kaiser se ha propuesto un nuevo método denominado “análisis paralelo”. Esta estrategia consiste en comparar los valores propios obtenidos de la matriz de correlaciones observada, con los promedios de los valores propios de las matrices de correlaciones construidas a partir de muestras aleatorias (50, 100 o 200) de tamaño igual al número de observaciones (los 2464 municipios) que siguen una distribución normal estandarizada con tantas dimensiones como variables originales, 9 en nuestro caso (Humphreys & Montanelly, 1975).

---

<sup>8</sup> Las variables estandarizadas tienen promedio cero y varianza unitaria.

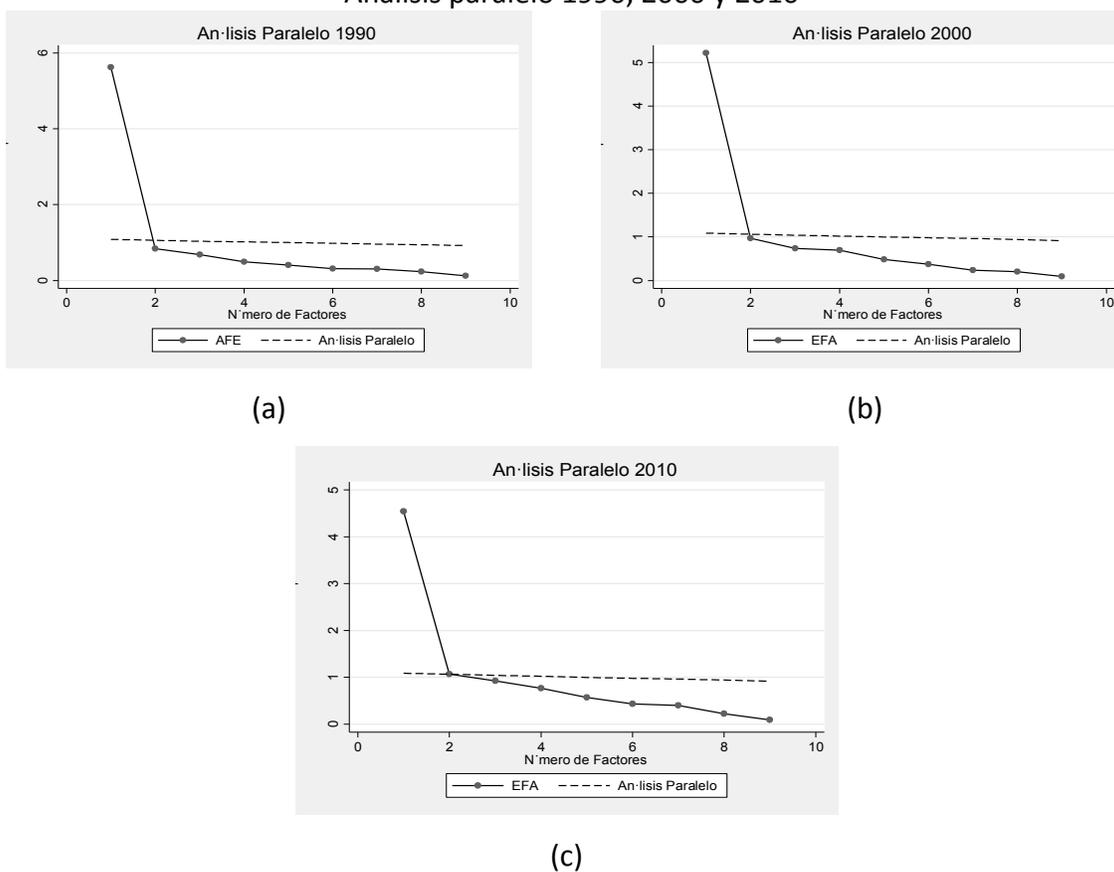
<sup>9</sup> Una discusión crítica del criterio seguido por CONAPO y sus consecuencias en la construcción de conglomerados se puede consultar en Bustos (2011).

<sup>10</sup> El índice de marginación municipal en 1990 resultó ser un promedio ponderado de las nueve variables en que los pesos varían en un rango limitado excepto el “Porcentaje de población en localidades con menos de 5000 habitantes”. En 2000 aumentó la variabilidad de las ponderaciones y lo mismo ocurrió en 2010. Ahora bien, si se retienen dos factores en lugar de sólo uno cabe preguntarse cuál de los factores mide la marginación o bien hay que emplear ambos, con lo cual se complica su aplicación. En la sección que sigue se volverá sobre estos temas.

El calificativo “paralelo” se refiere a que ambos conjuntos de datos deben ser paralelos en el sentido de tener el mismo número de casos y de variables. La racionalidad que subyace detrás de esta propuesta es que el factor debería dar cuenta de más varianza que la esperada por azar, éste es un criterio alternativo al de Kaiser que, como se recuerda, sugiere retener un factor si tiene una varianza mayor que el de una variable estandarizada (Brown 2006: 28).

Ahora bien, la gráfica 1 sintetiza el resultado de aplicar análisis paralelo a los datos de marginación municipal de los años 1990, 2000 y 2010.

GRÁFICA 1.  
Análisis paralelo 1990, 2000 y 2010



En el eje de las abscisas se representa el número de factores y en las ordenadas los valores propios. Las líneas discontinuas unen los puntos de los promedios de los valores propios que resultan del análisis paralelo. La proyección del punto en que ambas líneas se

cruzan sobre el eje de abscisas determina el número apropiado de factores. En ese punto se cumple la condición de que el factor da cuenta de más varianza que la que se espera por azar.

El punto de corte en las gráficas 1-a y 1-b está a la izquierda del 2, por lo que es correcto retener un solo factor, sin embargo, en 1-c, está a la derecha del 2 en consecuencia en 2010 deberían retenerse dos factores.

La aplicación de los criterios estadísticos (Kaiser y análisis paralelo) a las variables de marginación municipal de los censos de 1990, 2000 y 2010 indica que sólo en este último año se deberían considerar dos factores.

### **III. La estructura de correlación del índice de marginación 1990, 2000 y 2010.**

Los resultados del ACP aplicado a las variables asociadas con la marginación nos proporcionan indicaciones de que la estructura de correlación varía con el tiempo. En el cuadro 2 se observa que la textura de la matriz de correlaciones es homogénea para 1990 (todos los coeficientes son mayores que 0.4)<sup>11</sup> el efecto de este patrón de comportamiento es el que lleva a identificar un solo factor (sin importar qué criterio se emplee ya sea el de Kaiser o el análisis paralelo), que da cuenta del 62% de la varianza total. Para el año 2000 se observa igualmente que la textura de la matriz de correlación es semejante a la de 1990 (ver cuadro 3), pero con la diferencia de que las correlaciones de las variables 1 a 4 vs. 6 a 9 tienen ligeros cambios (por ejemplo, algunas correlaciones son inferiores a 0.4), para dicho año los criterios aplicados indican que basta con retener un solo factor para explicar estadísticamente la marginación, en efecto, el ACP reporta que un solo componente explica 58% de la varianza. Sin embargo, para el año 2010, como hemos visto, el ACP muestra que el primer componente da cuenta sólo del 50% de la varianza en tanto los dos primeros acumulan un 62%, ello es consecuencia del cambio en la textura de la matriz de correlaciones.

---

<sup>11</sup> La textura se refiere a que los coeficientes de correlación en la matriz son muy similares.

A partir de que las correlaciones de las variables 1 a 4 vs. 6 a 9, en el cuadro 4, son inferiores a 0.4, planteamos la hipótesis (que será sometida a prueba en la sección que sigue) de la existencia de dos factores en el año 2010: uno estaría compuesto por las variables  $x_1, x_2, x_3, x_4$  y  $x_5$ ; mientras que el otro por  $x_6, x_7, x_8$  y  $x_9$ . El primer factor daría cuenta de las carencias en infraestructura y consolidación urbana (que denominaremos urbanización): los puntajes altos estarían asociados a municipios con altos niveles de analfabetismo, elevada proporción de personas sin educación primaria, que viven en localidades menores de 5000 habitantes, en viviendas sin drenaje y con ingresos menores a dos salarios mínimos.<sup>12</sup> En el segundo factor predominan las variables que miden la calidad y cantidad de la vivienda, así como los servicios con que cuentan.

CUADRO 2.

Matriz de correlaciones y estadísticas descriptivas de las variables del índice de marginación para 1990

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
x1 Analfabetismo	1	1.00								
x2 Sin Primaria	2	0.83	1.00							
x3 Sin Excusado	3	0.66	0.70	1.00						
x4 Ingresos	4	0.56	0.66	0.58	1.00					
x5 Menos de 5000	5	0.42	0.62	0.54	0.58	1.00				
x6 Sin Electricidad	6	0.58	0.58	0.50	0.37	0.38	1.00			
x7 Sin Agua	7	0.54	0.56	0.58	0.43	0.38	0.61	1.00		
x8 Hacinamiento	8	0.66	0.62	0.58	0.57	0.32	0.43	0.51	1.00	
x9 Piso de Tierra	9	0.78	0.75	0.65	0.63	0.50	0.64	0.58	0.66	1.00
Media		23.03	57.24	42.37	77.19	77.02	23.81	34.48	66.70	41.30
Desv.Est.		14.51	16.33	24.53	13.17	32.88	22.49	25.23	11.56	27.01

CUADRO 3.

Matriz de correlaciones y estadísticas descriptivas de las variables del índice de marginación para 2000

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
x1 Analfabetismo	1	1.00							
x2 Sin Primaria	2	0.87	1.00						
x3 Sin Excusado	3	0.48	0.51	1.00					

<sup>12</sup> Nótese que estamos considerando la urbanización como proceso (Rubalcava y Schteingart, 2012) y no como un atributo asociado a los tamaños de las localidades.

x4 Ingresos	4	0.67	0.78	0.41	1.00					
x5 Menos de 5000	5	0.44	0.60	0.36	0.64	1.00				
x6 Sin Electricidad	6	0.52	0.51	0.31	0.39	0.33	1.00			
x7 Sin Agua	7	0.46	0.43	0.30	0.36	0.28	0.53	1.00		
x8 Hacinamiento	8	0.68	0.61	0.44	0.65	0.30	0.45	0.42	1.00	
x9 Piso de Tierra	9	0.77	0.71	0.32	0.68	0.47	0.61	0.53	0.68	1.00
Media		18.42	46.40	19.47	73.02	74.10	10.02	18.88	56.17	31.49
Desv. Est.		12.02	15.39	16.57	16.63	34.24	12.54	20.51	13.92	25.31

**CUADRO 4.**  
Matriz de correlaciones y estadísticas descriptivas de las variables del índice de marginación para 2010

		1	2	3	4	5	6	7	8	9
x1 Analfabetismo	1	1.00								
x2 Sin Primaria	2	0.88	1.00							
x3 Sin Excusado	3	0.34	0.33	1.00						
x4 Ingresos	4	0.72	0.79	0.26	1.00					
x5 Menos de 5000	5	0.46	0.60	0.23	0.62	1.00				
x6 Sin Electricidad	6	0.37	0.37	0.37	0.33	0.28	1.00			
x7 Sin Agua	7	0.42	0.37	0.23	0.35	0.24	0.43	1.00		
x8 Hacinamiento	8	0.63	0.53	0.34	0.59	0.25	0.33	0.37	1.00	
x9 Piso de Tierra	9	0.52	0.48	0.09	0.56	0.34	0.40	0.41	0.44	1.00
Media		14.06	34.17	6.89	61.76	71.99	4.04	14.70	44.72	12.69
Desv. Est.		9.68	12.95	9.31	19.53	34.69	6.23	17.80	12.47	11.80

El cambio en la estructura del índice de marginación que se observa el año 2010, desencadena varias preguntas, en lugar de continuar con el análisis estadístico. ¿A qué se debe que en 2010 haya que considerar dos componentes en lugar de una como fue en 1990 y 2000? ¿Qué complicaciones habría que encarar desde el punto de vista aplicado si el índice de marginación de 2010 tuviese dos dimensiones en lugar de sólo una como los índices de 1990 y 2000? ¿Cómo deberían ordenarse los municipios en 2010 por marginación? ¿Habrá que seguir pensando el problema de la jerarquización de los municipios del modo en que se lo ha hecho o hay que mudar el enfoque? Procederemos a analizar la primera de estas preguntas, las restantes serán tratadas a lo largo de los desarrollos que siguen y en las consideraciones finales.

Para esbozar una explicación razonable a la bifurcación hay que tomar en cuenta que el ACP está diseñado para aglomerar en componentes los grupos de variables que entre ellas presentan correlaciones del mismo orden, lo que se observa con claridad en la matriz de 1990 (cuadro 1), y ya no tan claramente en el año 2000 (cuadro 2) (la raíz característica lambda se aproxima a 1 por debajo, y el análisis paralelo muestra que las dos poligonales se cortan un poco antes que 2). Sin embargo, en el año 2010 se desacoplan el agua, la electricidad, el hacinamiento y el piso de tierra y conforman un segundo componente. Una mirada transversal a las matrices de los cuadros 2 a 4 hace ver que se reducen, en términos relativos, las correlaciones de este conjunto de variables con el analfabetismo, la educación primaria, la disposición de excusado, del ingreso y el tamaño de la localidad.

Estas consideraciones netamente estadísticas dan pie para sostener que en 1990 los municipios tendían a presentar las nueve carencias al unísono, es decir, los que tenían alta proporción de población analfabeta, también presentaban valores altos en población sin primaria, con ingresos inferiores a los dos salarios mínimos, etc. mientras que los municipios que tenían marginación baja tendían a mostrar perfiles reducidos de las carencias en todas las variables. Sin embargo en 2010 ya la situación se había modificado pues las variables asociadas a las viviendas y sus servicios (con la excepción del excusado) se habían “desligado”, esto quiere decir que los municipios podían ser carentes en educación, ingresos y estar en localidades pequeñas pero disponer de agua, electricidad, viviendas con hacinamiento reducido y con piso firme.

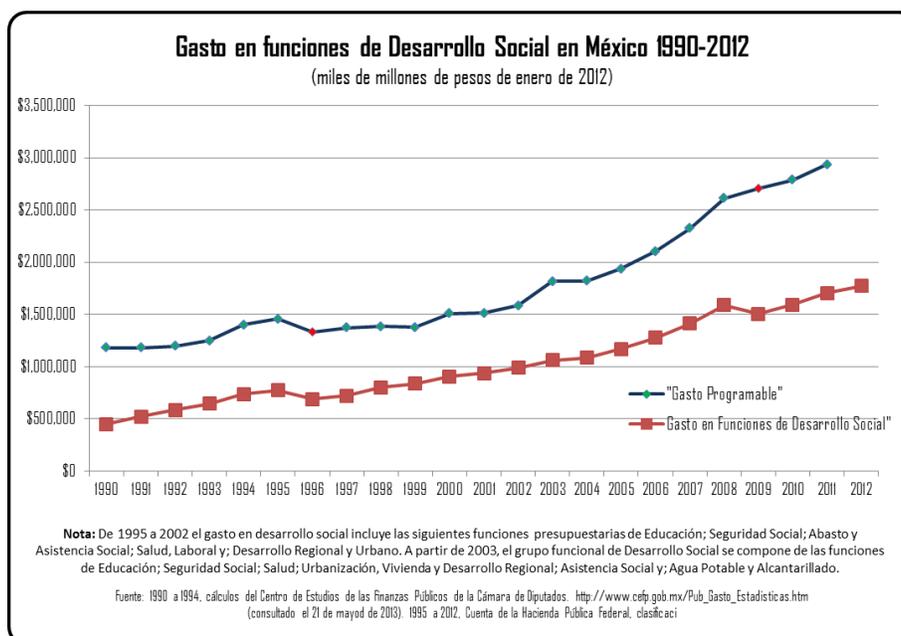
De acuerdo con la hipótesis de la existencia de dos factores la marginación incluiría dos factores, uno relativo a la urbanización de los municipios y el otro a las viviendas. Desde esta perspectiva la marginación sería la resultante de la articulación de las carencias en urbanización y de las viviendas; carencias que en los años 1990 y 2000 estaban relacionadas y que se desacoplaron en el año 2010. Esto quiere decir que en los años 1990 y 2000 los municipios que presentaban una de las carencias tendían a presentar la otra, es decir, ambas dimensiones estaban fuertemente relacionadas de modo que el

análisis estadístico no las diferenciaba. En el año 2010 al debilitarse las relaciones entre las carencias en urbanización y de las viviendas, el ACP las separa y distingue.

Este fenómeno seguramente tiene múltiples explicaciones (lo que no es ninguna novedad tratándose de fenómenos sociales) que para develarlas habría que emprender investigaciones específicas. Sin embargo, se puede adelantar que los esfuerzos realizados por la política social podrían haber jugado un papel explicativo no desdeñable.

En efecto, tal como se observa en la gráfica 2, a partir del año 1998, año en que se inicia la recuperación franca de la crisis de la deuda de 1994-5, tuvo lugar en México un marcado aumento en el ritmo de crecimiento del gasto social y también del gasto programable. La relación entre ambos era del orden del 40% en 1990 y se había elevado al 50% en 1994, fluctuó alrededor de ese valor hasta 1997 y a partir de 1999 ha estado oscilando alrededor del 60%.

GRÁFICA 2



Además, como se observa en el cuadro 5 los presupuestos de los programas sociales orientados a mejorar los servicios y calidad de la vivienda se han expandido durante la última década.

CUADRO 5

Presupuestos de los programas relacionados con la vivienda y sus servicios.

	PRESUPUESTO de los programas relacionados con la vivienda y sus servicios									
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
Programa de Desarrollo Local (Microregiones)	\$ 1,140.3	\$ 410.0	\$ 410.0	\$ 940.0	\$ 2,126.8	----	----	----	----	
Programa Hábitat	\$ 2,070.0	\$ 2,119.0	\$ 2,060.4	\$ 2,190.4	\$ 1,886.1	\$ 2,503.1	\$ 4,120.9	\$ 3,549.2	\$ 3,566.0	
Programa de Ahorro y Subsidio para la Vivienda "Tu Casa"	\$ 1,603.3	\$ 1,977.9	\$ 2,965.6	\$ 1,595.1	\$ 1,635.2	\$ 1,703.9	\$ 2,066.1	\$ 2,018.7	\$ 1,512.4	
Programa de Vivienda Rural	\$ 260.0	\$ 500.0	\$ 500.0	\$ 509.0	\$ 320.0	\$ 754.1	\$ 601.1	\$ 1,231.5	\$ 700.0	
Programa de Agua Limpia	\$ 62.0	\$ 17.0	\$ 30.0	\$ 40.6	\$ 37.2	\$ 37.4	\$ 34.9	\$ 58.2	\$ 56.7	
Programa de Agua Potable, Alcantarillado y Saneamiento en Zonas Urbanas	\$ 802.0	\$ 1,187.7	\$ 834.5	\$ 3,686.6	\$ 7,356.6	\$ 5,180.2	\$ 6,283.4	\$ 5,813.2	\$ 5,098.1	
Programa para la Construcción y Rehabilitación de Sistemas de Agua Potable y Saneamiento en Zonas Rurales	\$ 254.9	\$ 320.0	\$ 300.0	\$ 2,614.7	\$ 2,554.4	\$ 2,135.5	\$ 1,850.7	\$ 2,154.5	\$ 2,687.2	
Programa de Desarrollo de Zonas Prioritarias	----	----	----	----	----	\$ 7,368.0	\$ 7,288.6	\$ 5,876.6	\$ 6,411.1	
<b>Total</b>	<b>\$ 6,192.5</b>	<b>\$ 6,531.6</b>	<b>\$ 7,100.5</b>	<b>\$ 11,576.4</b>	<b>\$ 15,916.4</b>	<b>\$ 12,314.2</b>	<b>\$ 14,957.1</b>	<b>\$ 14,825.3</b>	<b>\$ 13,620.4</b>	

Fuente: Inventario CONEVAL de Programas y Acciones de Desarrollo Social

Nota 1: De 2004 a 2008 corresponde a presupuesto aprobado. De 2009 a 2011 a presupuesto ejercido. 2012 corresponde a presupuesto aprobado

Nota 2: Todas las cantidades corresponden a millones de pesos, por cuestiones de redondeo entre 2009-2011 el inventario abrevia las cantidades pero equivalen a la misma unidad que los años anteriores, así por ejemplo, en 2009 el total corresponde a poco más de 12 mil 314 millones de pesos.

Por otra parte el CONEVAL en su Informe Avances y Retos de la Política Social en México (por publicarse) señala que:

“La carencia en la calidad de las viviendas (material de pisos, techos, muros y grado de hacinamiento) tuvo una reducción de 41.5% a 17.0% entre 1990 y 2010. Destaca la reducción en el porcentaje de personas que vive en casas con pisos de tierra.

Respecto a la carencia de servicios básicos en las viviendas (agua, drenaje, electricidad), ésta tuvo una reducción de 44.3% a 19.3% entre 1990 y 2010. Destacando la reducción de vivienda sin electricidad.

Los avances se registraron en todas las entidades federativas. En la mayoría de los casos la reducción fue relativamente mayor en las entidades que tenían mayores rezagos inicialmente”.

Los avances en la reducción de las carencias en las viviendas están relacionados con los esfuerzos y el tipo de política social que ha seguido el país en los años posteriores a la crisis económica que inició en diciembre del año 1994.

En cuanto al factor rezago en la urbanización hay que reconocer que si bien el país ha avanzado en el combate en el analfabetismo y en la cobertura de la educación primaria, el ritmo de cambio, por la propia naturaleza de los procesos educativos, no ha sido de la misma intensidad que el experimentado por las variables relacionadas a las viviendas y sus servicios. Además, son bien conocidas las vicisitudes vividas por la economía mexicana que han impedido que la población goce de crecimientos sostenidos en sus ingresos y tampoco hemos encontrado evidencias de políticas sociales específicamente dirigidas al saneamiento.

La dinámica diferencial entre ambos grupos de factores vinculados al impulso de la política social debe haber jugado un papel importante en la ruptura en dos partes (representadas por los dos factores identificados en 2010) de la marginación observada en 1990.

Dado que el índice de marginación de CONAPO sólo considera la primera componente en 2010, no da cuenta del 50% de la varianza, mientras que en 1990 sólo no tomaba en cuenta el 38%, cabe preguntarse entonces si ambos índices son comparables. Una respuesta obvia sería que no importa porque el índice no se diseñó para dar soporte a comparaciones en el tiempo, a pesar de ello debe tomarse en cuenta que las primeras componentes de 1990 y 2010 son muy distintas; este último año la decisión sobre el nivel y grado de marginación de los municipios se toma, en los hechos, sobre la base del

analfabetismo, la educación primaria, el ingreso y el tamaño de la localidad.<sup>13</sup> Si se decide retener las dos componentes queda abierto el problema de cómo utilizar ambas dimensiones (que en el caso en que se retuvieran las dos primeras dimensiones del ACP darían cuenta del 62% de la varianza en 2010, el mismo porcentaje que en 1990) para generar un índice que sea comparable con el de 1990.

#### **IV. La dependencia temporal de la marginación en los años 1990, 2000 y 2010.**

Los análisis de la tercera sección nos llevaron a la hipótesis de que dentro de la marginación municipal subyacen dos procesos medidos en términos de carencias: urbanización y vivienda. Además, también colegimos que ambos procesos estaban vinculados en los años 1990 y 2000 de modo que eran empíricamente indistinguibles y que se desligaron en la primera década del siglo XXI debido a la evolución de la economía, la temporalidad de los procesos sociales captados por las variables de marginación y la política social.

Ahora bien, para estudiar la dependencia temporal de la marginación municipal se nos abren dos opciones: (i) postular, a partir de 1990, la separación de las dimensiones urbanización y vivienda que componen la marginación y (ii) considerar los índices de marginación de 1990 y 2000 (como unidimensional) y su desdoblamiento en urbanización y vivienda sólo en 2010. De acuerdo con el primer camino analítico estudiamos, en primer lugar, el ajuste de un modelo con dos factores. Enseguida se examina la estrategia de abordar el problema considerando un único factor para 1990 y 2000 y el desdoblamiento ya comentado en 2010. Nuestro objetivo será probar qué modelo presenta un mejor ajuste y una mejor explicación.

##### **(i) Modelo con desdoblamiento a partir de 1990**

En la gráfica 2 se representa el modelo que incluye dos factores para los años 1990, 2000 y 2010. Para ganar en generalidad consideramos la posibilidad de que haya rezagos cruzados, estos rezagos podrían eliminarse y con ello simplificar su estructura, si

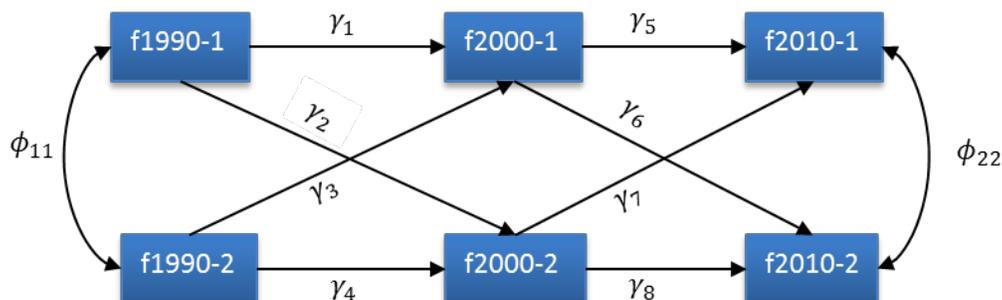
---

<sup>13</sup> Una crítica detallada a este proceder y sus consecuencias se encuentran en el artículo de Alfredo Bustos (2011)

al realizar las correspondientes pruebas de hipótesis resultan ser estadísticamente no significativos.

GRÁFICA 2.

Modelo autorregresivo con rezagos cruzados usando dos factores latentes para 1990, 2000 y 2010



Las etiquetas f1990-1, f2000-1 y f2010-1, representan los puntajes factoriales (no estandarizados) de la carencia en urbanización en los años 1990, 2000 y 2010, respectivamente; mientras que f1990-2, f2000-2 y f2010-2 simbolizan los puntajes de carencias en la vivienda en 1990, 2000 y 2010.

El modelo con rezago cruzado<sup>14</sup> plantea la hipótesis que la carencia en urbanización y vivienda en el año 1990 (f1990-1 y f1990-2) tienen efectos sobre los puntajes de éstas carencias en el año 2000 (f2000-1 y f2000-2) y a su vez las carencias en urbanización y vivienda del 2000 tienen efectos en las carencias en el año 2010 (f2010-1 y f2010-2).

Ahora bien, los coeficientes que corresponden a los senderos que unen a las distintas variables de esta gráfica se interpretan como coeficientes de regresión. Así el coeficiente  $\gamma_1$  simboliza el efecto autorregresivo de f1990-1 sobre f2000-1, los coeficientes  $\gamma_4, \gamma_5$  y  $\gamma_8$  se interpretan de igual manera. El coeficiente  $\gamma_2$  se denomina coeficiente de *rezago cruzado* y se refiere, al efecto que tienen los puntajes factoriales de la carencia en urbanización en 1990 (f1990-1) sobre la carencia en vivienda (f2000-2). El

<sup>14</sup> El concepto de rezago se debe interpretar como el efecto del factor rezagado al tiempo  $t-1$  comparado con un segundo factor al tiempo  $t$ . Este concepto no se debe confundir con el concepto de rezago social o económico.

coeficiente  $\gamma_3$  por su parte, da cuenta del efecto de la carencia en vivienda en 1990 (f1990-2) sobre la carencia en urbanización en el año 2000 (f2000-1). Del mismo modo se interpretan los coeficientes  $\gamma_3, \gamma_6$  y  $\gamma_7$ .

Para estimar el modelo autorregresivo con rezagos cruzados requerimos disponer de los puntajes factoriales de las carencias en “urbanización” y “viviendas” (que son los factores F1 y F2 del modelo) en los años 1990, 2000 y 2010, para todos los municipios del país. El cuadro 6, sintetiza los resultados del análisis factorial y muestra las cargas factoriales para los dos factores así como el vector de variables que caracteriza a cada municipio. A partir de estas cargas se calculan los puntajes factoriales que se emplean para ajustar el modelo propuesto. Debe notarse que en concordancia con los resultados obtenidos en la tercera sección las cargas factoriales de 1990 y 2000, aunque difieren, presentan discrepancias que son mucho más tenues que las que se observan en relación con el 2010. En el mismo cuadro se muestra que el valor del CFI es satisfactorio (CFI=0.994)<sup>15</sup> así como el valor del índice de ajuste SRMR que es igualmente satisfactorio (SRMR = 0.046).<sup>16</sup> Además, se muestra en el cuadro 6 la calidad de la representación del puntaje mediante el coeficiente de validez (FSDeterminacy).<sup>17</sup> Por ejemplo, la representación de los factores carencia de urbanización y vivienda para 1990 tiene un coeficiente de 0.99 y 0.98, respectivamente. De manera análoga el resto de los factores quedan adecuadamente representados.

---

<sup>15</sup> El CFI pertenece a una categoría de medidas de ajuste incremental que comparan el modelo ajustado contra el modelo nulo, llamado Comparative Fit Index (Bentler, 1990). El CFI es una modificación del índice de no centralidad relativo, truncado para que no pueda tomar valores superiores a 1. Estos índices deben exceder el nivel recomendado de 0.90 para que aporten evidencia suplementaria para aceptar el modelo propuesto.  $CFI = \{1 - \max[(\chi^2_C - gl_C), 0]\} / \max [(\chi^2_C - gl_C), (\chi^2_B - gl_B)]$ , donde  $\chi^2_C$  es el valor de una  $\chi^2$  del modelo completo,  $gl_C$  son los grados de libertad correspondientes,  $\chi^2_B$  es el valor de una  $\chi^2$  del modelo basal con  $gl_B$  grados de libertad.

<sup>16</sup> El índice *Root Mean Square Residual* (SRMR) pertenece a la categoría de índices absolutos y utiliza la correlación residual: se puede interpretar como el error de aproximación medio ajustado por los grados de libertad. Se considera que valores de SRMR inferiores a 0.05 son aceptables (Browne & Cudeck, 1993).

<sup>17</sup> El coeficiente de validez (FSDeterminacy) cercano a la unidad indica una mejor representación de los puntajes para el factor en cuestión.

CUADRO 6.

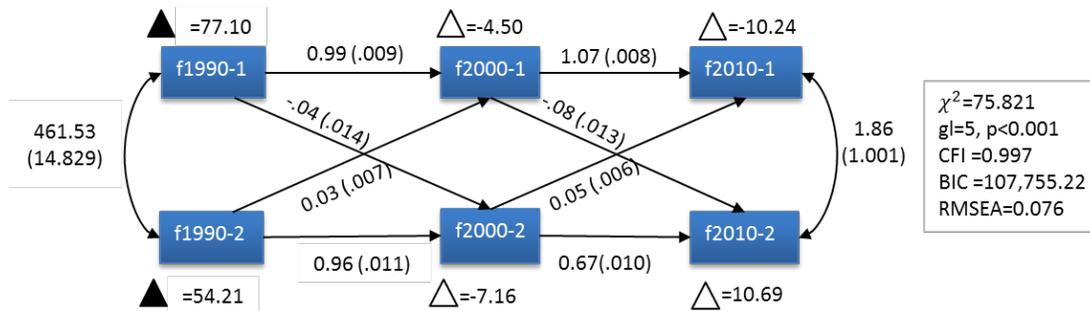
Cargas factoriales para dos factores correspondientes a las carencias de urbanización y viviendas de los años 1990, 2000 y 2010.

Factor 1 (urbanización)	1990	2000	2010
$x_1$ Analfabetismo	0.633	0.518	0.426
$x_2$ Sin Primaria	0.745	0.705	0.594
$x_3$ Sin Excusado	0.945	0.420	0.161
$x_4$ Ingresos	0.465	0.649	0.774
$x_5$ Menos de 5000	1.000	1.000	1.000
Factor 2 (vivienda)			
$x_6$ Sin Electricidad	0.651	0.363	0.335
$x_7$ Sin Agua	0.715	0.524	1.000
$x_8$ Hacinamiento	0.352	0.456	0.855
$x_9$ Piso de Tierra	1.000	1.000	0.787
Índices de Ajuste			
CFI	0.902	0.874	0.860
SRMR	0.046	0.050	0.059
Coeficiente de Validez (FSDeterminacy)			
F1	0.994	0.995	0.995
F2	0.980	0.972	0.952

En la gráfica 3 se presenta el ajuste del modelo con rezagos cruzados. En primer lugar, evaluamos su ajuste general y observamos que el valor de CFI es adecuado (CFI=0.997). Por otro lado también se observa que el valor de RMSEA es satisfactorio (RMSEA=0.076),<sup>18</sup> lo que indica que el modelo en general tiene un ajuste aceptable.

<sup>18</sup> Aproximación de la raíz cuadrada del error cuadrático medio (Root Mean Square Error Approximation, RMSEA) éste índice ayuda a calcular el grado en que el modelo propuesto se ajusta razonablemente bien a la población.  $RMSEA = \sqrt{\hat{\lambda}/[(N - 1)d]}$ , donde N es el tamaño de muestra,  $\hat{\lambda}$  que es el parámetro de no centralidad de una  $\chi^2$  y  $d$  son los grados de libertad del modelo en cuestión (Browne & Cudeck, 1993). Valores menores que .05 son absolutamente deseables, pero valores entre .06 y .08 son aceptables. En tanto valores cercanos a .09 o mayores son poco deseables.

GRÁFICA 3.  
Ajuste del modelo con rezagos cruzados usando dos factores



Nota 1: Se usó el método de estimación máximo verosímil., Los errores estándar se indican entre paréntesis.

Nota 2: El triángulo con relleno negro denota las medias y el triángulo sin relleno denota la intersección.

En segundo lugar, una vez validado el modelo, estamos en condiciones de evaluar la estimación de sus parámetros. Se observa que los coeficientes autorregresivos entre 1990 y 2000 son cercanos a la unidad y significativos. Por ejemplo, los coeficientes entre 1990 y 2000 se mantienen altos y muy parecidos ( $\gamma_1 = .99$ ,  $p < 0.001$ ;  $\gamma_4 = .96$ ,  $p < 0.001$ ) lo que proporciona un claro indicio de la alta correlación de las carencias en urbanización y en viviendas en esa década, es decir, el nivel de carencias en el año 2000 es similar al de 1990, o puesto de otro manera, la distancia entre los puntajes factoriales en 1990 entre dos municipios cualquiera se mantiene en el año 2000. El coeficiente autorregresivo de la carencia en urbanización entre 2000 y 2010 ( $\gamma_5 = 1.07$ ;  $p < 0.001$ ) sigue mostrando el mismo efecto, no así la carencia en viviendas que resulta ser del orden de dos tercios ( $\gamma_8 = .67$ ;  $p < 0.001$ ) lo que implica que las ordenaciones de los municipios en esta última dimensión difieren en el 2010 y en 2000. Este hecho es coherente con el cambio en la estructura de covarianzas de la matriz de datos para este año, como lo hemos argumentado en la sección anterior, cambio impulsado por la política social, las tendencias de la economía y la diferencia en las temporalidades de los distintos fenómenos captados por las variables de marginación.

Igualmente los efectos con rezago cruzado de las carencias en urbanización sobre las viviendas son pequeños pero significativos tanto para 1990 como para el 2000 y para

2000 a 2010. Por ejemplo, para 1990 a 2000 se observa que hay un ligero efecto negativo, pero significativo ( $\gamma_2 = -.04$ ;  $p \leq .001$ ) de las carencias en urbanización sobre las carencias en las viviendas. El efecto negativo se puede interpretar como los primeros resultados de una política social focalizada en los municipios rurales más pobres (con altos puntajes en “carencia urbana” en 1990) enfocada a mejorar las viviendas (con puntajes de “carencia de viviendas” más bajos en el 2000). El otro efecto cruzado, el de las carencias en viviendas en 1990 sobre la carencia en urbanización en el 2000, es positivo y significativo ( $\gamma_3 = .03$ ,  $p < 0.001$ ); es decir, una menor carencia en vivienda en 1990 está asociada con una menor carencia en urbanización en 2000.

Los coeficientes de los senderos correspondientes a los años 2000 y 2010 son similares que en los años 1990 y 2000, pero a diferente escala. Por ejemplo, el efecto de las carencias de urbanización en 2000 sobre las carencias de viviendas en el 2010 es igualmente negativo y significativo ( $\gamma_6 = -.08$ ;  $p \leq .001$ ) pero mayor que el observado entre 1990 y 2000 (que aunque pequeño), esto reflejaría el avance de la focalización de los programas sociales en el sector rural. Además, éste último coeficiente es mayor que el primero ( $\gamma_2 < \gamma_6$ ;  $p = .04$ ),<sup>19</sup> es decir, que el efecto de focalización de las carencias de urbanización sobre las carencias de las viviendas es mayor en los años 2000 y 2010, comparada con el efecto de 1990 y 2000.

## **(ii) Modelo unidimensional para 1990 y 2000 y bidimensional para 2010**

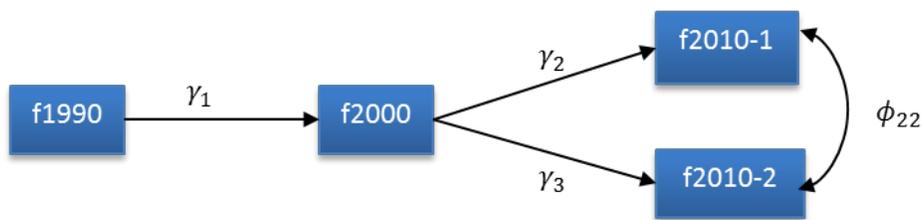
La segunda opción consiste, como ya se ha señalado, en considerar que la marginación está constituida por las carencias en urbanización y vivienda, pero que en los años 1990 y 2000 están tan estrechamente relacionadas de modo que no se pueden separar empíricamente a menos de estar dispuestos a perder parte de la información contenida en la matriz de datos. Por otra parte, ya sabemos que en el año 2010 se produjo una bifurcación por lo tanto es oportuno separar la medición de ambos tipos de carencias, tanto desde el punto de vista estadístico como conceptual. Sobre la base de estas consideraciones se plantea el modelo representado en la gráfica 4.

---

<sup>19</sup> Se prueba la hipótesis  $H_0: \gamma_2 = \gamma_6$  v. s.  $H_1: \gamma_2 < \gamma_6$  mediante el estadístico de Wald, que es igual a 4.204 con un valor de  $p = 0.041$ , con lo cual se rechaza  $H_0$ .

GRÁFICA 4.

Modelo alternativo que ajusta un solo factor para 1990 y 2000 con desdoblamiento en dos factores para el 2010.



El coeficiente  $\gamma_1$  representa el efecto autorregresivo de la marginación de 1990 sobre la del año 2000, mientras que  $\gamma_2$  y  $\gamma_3$  representan los efectos de la marginación del año 2000 sobre la carencia en urbanización en 2010 (f2010-1) y sobre la carencia de vivienda (f2010-2), respectivamente.

Para ajustar el modelo postulado en la gráfica 4 se realiza, en primer lugar, un análisis factorial confirmatorio para cada dimensión (e.g., f1990, f2000, f2010-1 y f2010-2) y se obtienen tanto las cargas factoriales como sus puntajes correspondientes para cada municipio. En el cuadro 7 se muestran las cargas factoriales correspondientes para los años 1990, 2000 y 2010.

Los índices de ajuste de cada factor son aceptables (CFI=0.89, 0.84 y 0.86; SRMR=.04, .06 y 0.60, respectivamente para 1990, 2000 y 2010). Las cargas factoriales para 1990 y 2000 sugieren un grado de invarianza débil,<sup>20</sup> y una consecuencia es que las cargas son muy similares pero no iguales. Las cargas factoriales del año 2010, se han dividido en dos partes, y la razón de esta división se ha explicado en la sección 3 donde se analiza la bifurcación de la marginación. Así mismo el coeficiente de validez de los puntajes (FSDeterminacy) son cercanos a la unidad.

CUADRO 7.

Cargas factoriales unidimensionales para las variables de marginación.

<sup>20</sup> Se dice que es una invarianza débil porque las cargas factoriales no han sido forzadas a tener la misma carga sino que los parámetros se justan libremente, por ello se observa que las cargas varían ligeramente. La invarianza fuerte se obtiene cuando se impone a las cargas la restricción de igualdad en las dos ocasiones de medición (Meredith, 1993).

México 1990 y 2000 y bidimensional para 2010

Variable	1990	2000	2010-1	2010-2
x1 Analfabetismo	0.320	0.270	0.426	0
x2 Sin Primaria completa	0.740	0.630	0.594	0
x3 Sin drenaje ni excusado	0.570	0.270	0.161	0
x4 Ingresos hasta 2 s.m.	1.000	1.000	0.774	0
x5 Localidades < 5000	0.960	0.960	1.000	0
x6 Sin Electricidad	0.330	0.150	0	0.335
x7 Sin Agua entubada	0.470	0.270	0	1.000
x8 Hacinamiento	0.830	0.730	0	0.855
x9 Piso de Tierra	0.570	0.460	0	0.787
CFI	0.890	0.840	0.860	
SRMR	0.040	0.060	0.059	
Coeficiente de Validez (FSDeterminacy)	0.994	0.980	0.941	0.951

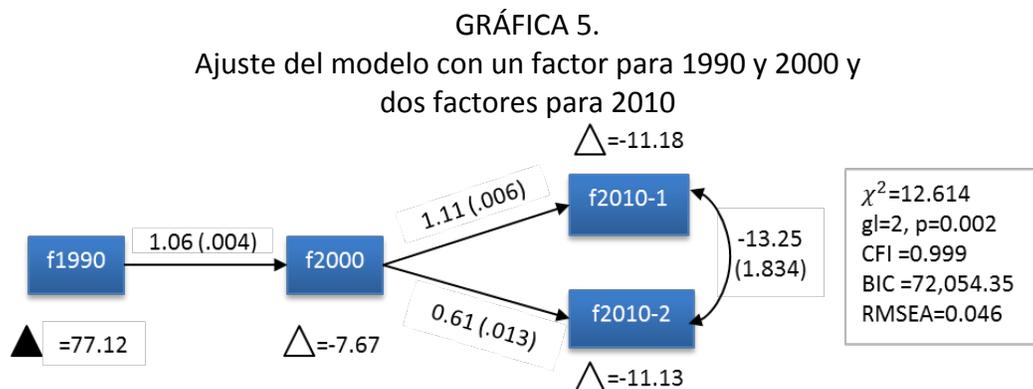
Sobre la base de estas cargas factoriales se calculan los puntajes de cada municipio. Son estos puntajes los que se emplean para ajustar el modelo de la gráfica 4. Los resultados del ajuste del modelo propuesto se muestran en la gráfica 5. Los índices (CFI=0.99; RMSEA=0.046)<sup>21</sup> muestran un buen ajuste del modelo. En este modelo el coeficiente autorregresivo de la marginación entre 1990 y 2000 es cercano a la unidad ( $\gamma_1 = 1.06$ ;  $p < 0.05$ ), esto quiere decir que a cada unidad de incremento en el índice de marginación de 1990 ( $f_{1990}$ ) le corresponde un aumento de 1.06 puntos en el índice de marginación del año 2000 ( $f_{2000}$ ). Este resultado nos permite afirmar que si dos municipios tienen una diferencia de 1 punto en sus índices de marginación la misma diferencia se observará en el 2000.<sup>22</sup>

El coeficiente de marginación del año 2000 sobre la carencia en urbanización de 2010 es estadísticamente significativo ( $\gamma_2 = 1.11$ ;  $p < 0.01$ ). A su vez su efecto sobre las carencias en las viviendas, aunque es menor, es estadísticamente significativo ( $\gamma_3 = 0.61$ ;

<sup>21</sup> El índice CFI cercano a la unidad y el RMSEA cercano a cero indican un buen ajuste del modelo.

<sup>22</sup> Este resultado no contradice el artículo anterior (Vargas & Cortes 2013) donde afirmamos que hay un efecto de heterogeneidad estructural entre 1990 y 2010 pero sí agrega el presente estudio que entre 1990 y 2000 la variabilidad de la marginación se mueve muy poco.

$p < 0.05$ ). Sabemos que el índice que la marginación en 2010 se desdobló debido a que las variables relacionadas con las carencias en las viviendas experimentaron una reducción de tal magnitud que rompieron sus relaciones con las variables vinculadas a las carencias de urbanización que se mantuvieron elevadas. Como consecuencia la relación entre la marginación del año 2000 y la carencia en la urbanización es mucho más elevada que con la carencia en viviendas.



Nota 1: Se empleó el método de estimación máximo verosímil. Los errores estándar se indican entre paréntesis.

Nota 2: El triángulo con relleno negro denota las medias y el triángulo sin relleno denota la intersección.

Una vez que se ha explicado la racionalidad de los dos modelos presentados en esta sección, su consistencia interna y los resultados del ajuste estadístico, sólo nos resta decidir cuál de los dos es superior. Para ello emplearemos criterios estadísticos y sustantivos.

Desde el primero de estos puntos de vista se sabe que para comparar dos modelos no anidados se debe utilizar el Criterio del Índice Bayesiano (BIC, por sus siglas en inglés).<sup>23</sup> Desde el punto de vista operativo mientras menor es el coeficiente BIC mejor

<sup>23</sup> Existen otros índices descriptivos de la bondad de ajuste global que no pertenecen a la familia de los índices de ajuste incremental ni absolutos y que no están acotados entre 0 y 1. Al no estar acotados son difíciles de interpretar para un modelo aislado, pero son especialmente útiles cuando se trata de comparar con otros modelos que se basen en las mismas variables y datos pero con distinto número de parámetros, ya que tienen en cuenta la parsimonia del modelo. Dichos índices son el Akaike Index Criterion (AIC) y Bayesian Index Criterion (BIC) (ver Browne y Cudeck, 1993, Bollen, 1989). Estos índices son particularmente

es el modelo ajustado. En este caso particular observamos que el modelo de la gráfica 5 tiene un índice bayesiano sustancialmente menor ( $BIC= 72,054.35$ ) comparado con el primer modelo de la gráfica 4 ( $BIC= 107,755.22$ ) con lo cual el factor de Bayes es cercano a cero,<sup>24</sup> este resultado nos lleva a preferir el segundo sobre el primero. Desde el punto de vista estadístico el modelo en que la marginación se desdobra sólo en 2010, es superior al modelo que supone que tal fenómeno ocurre a partir del año 1990.

Por otra parte, desde el punto de vista sustantivo sabíamos que las carencias en urbanización y vivienda estaban altamente correlacionadas en 1990 y que estas relaciones se fueron debilitando a lo largo del tiempo. Nuestros análisis apoyan la idea de que la marginación entrañaba los procesos de urbanización y vivienda, pero no eran separables. Sin embargo, en el año 2010, a raíz de la política social que se pone en práctica después de la “crisis del Tequila”, las temporalidades diferenciales de los procesos educativos y el comportamiento de la economía del país, se rompe la relación entre las carencias en urbanización y viviendas, de modo que la marginación se desdobra haciendo visibles los dos factores. La formalización de estas ideas conduce a mantener un único factor en los años 1990 y 2000 y a reconocer la existencia de dos factores en 2010. Por lo tanto, la conclusión a la que se llega desde el punto de vista sustantivo es la misma a la que arribó el análisis estadístico.

Por razones estadísticas y sustantivas es preferible el modelo alternativo al modelo con rezagos cruzados.

## V. Discusión final

Reiteradamente hemos planteado a lo largo del texto que la marginación estaría compuesta por la “carencia en urbanización” y la “carencia en vivienda”, fenómenos que estuvieron estrechamente ligados en 1990 y 2000 de modo que han sido empíricamente

---

útiles para comparar dos modelos (estén o no anidados) Los valores del BIC más pequeños dan evidencia de un mejor ajuste,  $BIC = L^2 - gl \cdot \log(N_p + N_q)$ , donde  $L$  es el valor máximo verosímil,  $gl$  son los grados de libertad,  $N_p$  es el número de indicadores de las variables exógenas,  $N_q$  de las endógenas.

<sup>24</sup> El criterio de Jeffrey (1961) sugiere calcular el factor de Bayes mediante la fórmula  $B = \exp(-BIC/2)$ , si el  $0 < B < 0.001$  Hay evidencia fuerte en favor del modelo alterno. En nuestro caso  $B \approx 0$  por tanto el segundo modelo propuesto es mejor que el primero.

indistinguibles, no así en el año 2010. Este resultado llevó a preguntarnos ¿A qué se debe que en 2010 haya que considerar dos dimensiones en lugar de una como fue en 1990 y 2000? En el texto se señalaron tres posibles explicaciones: (i) el papel de la política social focalizada que instauró con fuerza después de la crisis del tequila (ii) la naturaleza de los procesos sociales involucrados en los dos factores y (iii) la evolución de la economía.

La evidencia proporcionada en la segunda sección hace comprensible el efecto de los programas sociales y acciones específicas (como piso firme) sobre la calidad de las viviendas, sus servicios y su uso. Debe notarse que la temporalidad de los resultados de estos programas y acciones dependen de la naturaleza del problema que abordan, por ejemplo poner piso firme eleva la calidad de las viviendas en el corto plazo mientras que el resultado de una política de cobertura total en educación primaria (incluida en la carencia de urbanización, son de más largo plazo y sus resultados dependen no sólo de construir escuelas y dotarlas de profesores sino también de las condiciones socioeconómicas de la población y del valor que le den a la educación. Adicionalmente el ingreso con que cuentan los habitantes depende del comportamiento de los mercados de trabajo locales, que a su vez están relacionados con la actuación de la macroeconomía.

Desde el punto de vista aplicado es evidente que considerar sólo la primera componente principal facilita su aplicación para fines de la política social. Sin embargo, nuestros resultados indicarían que no es apropiado reducir la dimensionalidad porque las decisiones de política tomarían en cuenta primordialmente la dimensión “carencias en la urbanización” dejando a un lado la dimensión “viviendas”.

Hemos registrados cuatro caminos posibles para encarar las dificultades que introduce la bidimensionalidad de la marginación: (i) llevar a cabo un análisis factorial de los factores marginación y vivienda, es decir, realizar un metafactorial, (ii) Categorizar independientemente los dos factores y distribuir los municipios en las categorías resultantes. Por ejemplo, si se construyen dicotomías con ambas variables tendríamos cuatro casillas, que permitirían clasificar a los municipios según ambas dimensiones. Esta alternativa tiene la ventaja de proporcionar más información para orientar la política

social con mayor fineza que cuando se construye un índice que las mezcla. (iii) realizar un análisis de clases latentes ya sea con las variables originales o bien empleando los puntajes factoriales de los dos factores, lo que permitiría clasificar a los municipios según la probabilidad de pertenencia a cada clase. Esta estrategia tiene la ventaja que permite determinar el número óptimo de clases estadísticas lo que sería de extrema utilidad para orientar la política social.

Por último, el modelo que tiene uno solo factor en 1990 y 2000 y dos en 2010 resultó ser parsimonioso y estadística y sustantivamente superior al modelo de dos factores con rezagos cruzados.<sup>25</sup> Los resultados destacan la inercia de la marginación, en la medida que el coeficiente que mide el efecto de la marginación de 1990 sobre el 2000 es cercano 1, y el de la marginación 2000 es del orden de 1.1 sobre la carencia en urbanización, mientras que la inercia se quiebra en la carencia de vivienda (0.61). Esto quiere decir que los municipios con puntajes elevados de marginación en 2000 tienden a tener en 2010 puntajes más elevados en carencias de urbanización, no así en los puntajes de viviendas que serán más reducidos. Ya sabíamos que la marginación había tendido a decrecer entre los años 1990 y 2010 (Vargas y Cortés, 2014) y que después del 2000 se advierte un aumento en la variabilidad. Este estudio nos permite agregar que el marcado aumento en la dispersión de los puntajes factoriales se origina en el desligamiento de los procesos de urbanización y calidad, servicios y uso de las viviendas.

El índice de marginación se ha utilizado para diferentes fines de política pública y buena parte de la investigación que genera dicho índice ha sido de gran utilidad para asignar recursos de programas sociales.

Como resultado de la presente investigación hemos encontrado que un índice unidimensional no es suficiente para medir la marginación, al menos para el año 2010, y que por lo tanto se sugiere revisar su evolución y estudiar las posibles repercusiones en la

---

<sup>25</sup> Como en toda investigación se construyeron otros modelos para probar diferentes ideas que surgieron a lo largo del proceso, pero por razones de economía y de simplicidad de la comunicación no se incluyen en este trabajo. Considerando simplicidad, ajuste estadístico y explicación sustantiva, el modelo con dos factores en el año 2010 fue superior a todos los que examinamos.

política pública. Hemos visto por ejemplo, que hay razones tanto sustantivas como estadísticas para conceptualizar el índice de marginación del 2010 en dos partes: una correspondiente a carencias en la urbanización y otra que indica las carencias en la vivienda.

Todo parece apuntar a que el índice de marginación ha sufrido cambios estructurales a partir del 2010 y que como consecuencia de ello ha dejado de ser unidimensional. Este cambio hace perentorio revisar cuáles son las repercusiones sobre el diseño de la política pública basada en la estructura unidimensional del índice de marginación del CONAPO de 2010..

Es momento de mirar nuevamente al índice de marginación y reconsiderar su medición. Es muy fácil utilizar las herramientas estadísticas que se usaron hace veinte años para producir el índice de marginación pero es altamente recomendable revisar dichas herramientas con métodos más actualizados y sobre todo considerar los cambios estructurales que ha tenido México en el período que cubre el estudio.

## REFERENCIAS

- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bustos (2011). "Niveles de marginación: una estrategia multivariada de clasificación", Realidad, datos y espacio. *Revista Internacional de Estadística y Geografía*, Vol. 2, núm 1, enero abril. INEGI, México.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, London: The Guilford Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods and Research*, 21, 230-258.
- CONAPO/ PROGRESA (1996), *índices de Marginación 1995*, México
- CONAPO (2006), *índices de Marginación 2005*, México.
- CONEVAL (Por publicarse), *Avances y Retos de la Política de Desarrollo Social en México*. México
- Cortés, F., & Vargas, D. (2011). Marginación a través del tiempo: A propósito del Índice de CONAPO. *Revista Estudios Sociológicos, Publicada por El Colegio de México*, XXIX(86), 361-387.
- Jeffreys, H. (1961). *Theory of Probability* (3rd ed.). London: Oxford University Press.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis. A tutorial on parallel analysis. *Organization Research Methods*, 7, 191-205.
- Humphreys, L. G., & Montanely, R. G. (1975). An investigation of parallel analysis criterion on determining the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 10, 191-205.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis models of factorial invariance: A multifaceted approach. *Psychometrika*, 58, 525-543.
- Mulaik, S. A. (2010). *Foundations of Factor Analysis*. Boca Raton, London, New York: CRC Press, A Taylor & Francis Group.
- Ochoa, (2013) *Riesgo y vulnerabilidad laboral durante la crisis financiera y económica de 2008-2009 en México*. Tesis de doctorado, Centro de Estudios Sociológicos, El Colegio de México.
- Rubalcava Rosa María y Marha Schteingart (2012), *Ciudades Divididas: Desigualdad y segregación social en México*, El Colegio de México, México.

Vargas, D., & Cortés, F. (2014). Análisis de las trayectorias de la Marginación Municipal en México de 1990 a 2010. *Revista de Estudios Sociológicos del Colegio de México*. Aceptado para publicación.