

ANTONIO JOSÉ LARA PEÑA

DANIEL MONJA MIGUÉLEZ

HUGO TERUEL MUÑOZ

MANUEL HORACIO TORRES CAÑERO

*CADENAS DE MARKOV
APLICADAS A LA EPIDEMIA
DE COCAÍNA DE EEUU*

MM-I

ÍNDICE

1.INTRODUCCIÓN.....	2
2.DATOS.....	3
3.ANÁLISIS.....	6
4.CONCLUSIÓN.....	12
5.REFLEXIÓN SOBRE EL TRABAJO.....	13

1.INTRODUCCIÓN

En este trabajo vamos a tratar con las denominadas cadenas de Markov. Para ello, vamos a tratar con un artículo de investigación y adaptarlo a los contenidos de esta asignatura.

La temática de este artículo, que nosotros encontramos en la plataforma *Springer*, pero publicado por la prestigiosa revista *Health Care Management Science*, que trata diversas temáticas científicas relacionadas principalmente con el ámbito de la salud. En el caso de esta publicación, se nos presenta el estudio de la progresión de la epidemia de la cocaína en Estados Unidos aproximadamente entre el año 1970 y el año 2000 utilizando las ya mencionadas cadenas de Markov, que abarcan parte del temario de esta asignatura.

Los autores de este artículo se centran en la explicación del conocido como modelo de Everingham y Rydell (durante el texto en la mayoría de casos lo simplificaremos en E y R), que se utilizó con suma frecuencia en la estrategia del gobierno americano (especialmente durante la administración de Bill Clinton) para el control de la droga y sus tendencias de crecimiento basado principalmente en la distinción de dos grupos: aquellos denominados consumidores ocasionales, y otros que en inglés denominan “*hardcore*”, pero que podríamos denominar adictos.

Este artículo contiene dos de las más importantes estimaciones anuales de frecuencia del consumo de drogas en cuanto a intensidad se refiere (comparando el consumo de usuarios que consumieron en años anteriores): la realizada por los ya mencionados Everingham y Rydell con estimaciones entre el 1972 y el 1993, y la llevada a cabo entre el 1988 y el 2000 por la ONCPD (*National Drug Control Policy*). Cuanto más extendida sea la serie de estimaciones, más valor tendrá por el simple hecho de que permite una mayor visión a largo plazo, que dará más datos y mejores opciones y formas de actuar en contra de la epidemia. Aunque el modelo propuesto inicialmente por estos dos matemáticos se haya modificado ligeramente y haya sido actualizado con nuevos datos y formas, sigue teniendo una gran capacidad y sigue siendo un método bastante certero y fiable para realizar estimaciones sobre el uso de cocaína. El principal cambio que se ha realizado en la actualidad con respecto al modelo original consiste que ahora la duración media del uso intensivo se aproxima en décadas, que es algo más corto que los parámetros propuestos por E y R.

La actualización de los datos obtenidos es de gran importancia. Vale la pena remarcar que muchos de los puntos de vista para manejar la situación provienen de estos resultados y unos cálculos sencillos. Además, los estudios a gran escala afinan en las conclusiones y la búsqueda de las relaciones causa-efecto de la epidemia de la droga y las políticas que se llevan a cabo contra ella. Es claro que todos estos datos son de vital importancia para un gobierno, y más aún si se encuentran sumergidos en un problema de drogadicción tan grave como el que atizó a EEUU.

Sobre los usuarios y su iniciación se pueden poner varias afirmaciones en esta introducción, que se irán desarrollando más adelante:

- Los usuarios son “contagiados” por relaciones directas, es decir, familiares y amigos más que personas externas como pudieran ser vendedores de narcóticos.
- La expansión de los contagios y de la droga es muy rápida. No obstante, el experto David F. Musto (Universidad de Yale) definió una hipótesis que decía que, a medio plazo, una vez se conocían los efectos negativos de la droga, se producían menos contagios.
- Musto también afirmó la posibilidad de que la epidemia moriría cuando una nueva generación de usuarios fueran conscientes de los peligros del abuso de la droga, como

resultado los usuarios no empezarían a tomar drogas. Esta influencia vendría más dada por observar a personas cuyos efectos ya sean muy claros, que por usuarios ocasionales.

- Kleiman elaboró un argumento basado en la idea de que, aunque el número de usuarios “heavy” y “light” crezca, la proporción puede ser constante o decrecer.

2.DATOS

En este apartado vamos a centrarnos en la obtención de los datos para este modelo.

2.1. Número de usuarios por año y la intensidad del uso

En cuanto a datos, tenemos dos grandes series de datos:

- La ONDCP estimó numerosos casos de usuarios ocasionales y crónicos entre 1988 y 2000. Se consideran usuarios crónicos aquellos que comunicaron al “*National Household Survey on Drug Abuse*” (NHSDA) que habían consumido cocaína al menos una o dos veces a la semana durante el pasado año más los arrestados que dieron positivo en test policiales, esto quedó reflejado en “*Drug Use Forecasting/Arrestee Drug Abuse Monitoring*” (DUF/ADAM). Se considerarán consumidores ocasionales los que fueron detectados en el año anterior por el NHSDA pero que no son crónicos.
- Everingham y Rydell tienen dos series de datos que incluyen dos tipos de consumidores a diferenciar llamados consumidores ‘light’ y ‘heavy’. La primera serie son datos escogidos entre los años 1972 y 1993, en estos están incluidos la población que no se cuida, así como, la gente que no tiene casa o se encuentre en prisión y que por lo tanto no está controlada por el NHSDA, también se incluyen estimaciones realizadas por el NHSDA. La segunda de ellas está comprendida entre 1962 y 1992 generada por su cadena de Markov, calibrada con los correspondientes datos.

Una excepción en los datos que usamos de E y R es que proporcionan sólo datos detallados a partir de 1982 en adelante. Nosotros dividimos esos datos en ‘light’ y ‘heavy’ usuarios en proporción al modelo en el que nos basamos que es relativo al número de consumidores de ese año.

El artículo pretende juntar a E y R con ONDCP, obteniendo como ventaja la superposición de los años entre 1988 y 1993, lo que dará mayor rango de datos y por tanto más fiabilidad en estimaciones. La idea principal consiste en convertir las estimaciones de consumidores ocasionales y crónicos (ONDCP) durante el período comprendido entre 1994 y 2000 a unidades de E y R de ‘light’ y ‘heavy’ y viceversa, es decir, convertir las estimaciones de E y R de 1972 a 1987 a unidades de ONDCP de ocasionales y crónicos. Esto nos permitirá realizar una comparación entre ambos modelos, así como una mayor cantidad de datos.

Durante los años de superposición, en promedio E y R publicó 0,985 más usuarios que ONDCP. Por lo tanto, para cada año de 1994 a 2000 la suma del número de ‘light’ y ‘heavy’ usuarios es igual a 0,985 veces la suma de las estimaciones de ONDCP del número de usuarios ocasionales y crónicos.

Los cuatro pares resultantes de los usuarios de menor y mayor intensidad quedan resumidos en la Tabla 1. La última pareja es la más débil, dando números increíblemente altos de casos de usuarios crónicos para la década de los setenta.

2.2. Iniciación de la cocaína por año

E y R consideraron dos fuentes principales de datos de iniciación al consumo. Así llegaron las diferencias entre las estimaciones de las sucesivas encuestas de la NHSDA sobre la cantidad de personas que informaron haber consumido alguna vez cocaína. Las estimaciones ‘retrospectivas’ se basaron en la colección de datos donde las personas decían cuándo habían consumido cocaína por primera vez. Está claro que ambos son problemáticos.

Las estimaciones ‘retrospectivas’ dan datos inverosímiles cuyos números son más bajos de iniciación en el pasado. Por ejemplo, las encuestas de 1999 a 2001 informan sobre los datos de iniciación en 1979 de solo 7,4-7,8 millones de personas, mientras que el NHSDA informó de 9,8 millones. Una diferencia más que apreciable.

Las estimaciones de ‘diferencia’ se ven afectadas por los cambios de voluntad de reconocer el uso de las drogas. Esto es destacable sobre todo en la década de los noventa. El consumo total de cocaína estimado por el NHSDA de 1991 fue de 21,2 millones. Las siguientes siete encuestas registraron datos menores, así que a la diferencia del método de estimación se le atribuye un ratio negativo de iniciación. Muchos consumidores pudieron haber muerto entre 1992 y 1998 pero la iniciación de la cocaína empezó a ser seria en los 70, y con gran parte de consumidores jóvenes, por lo que la mortalidad debería ser bastante baja.

Año	Serie Modelo EyR		EyR+1ª extensión			Alternativa EyR Serie ONCPD + 1ª extensión Alternativa ONDCP						
	Light	Heavy	Light	Heavy	Total	Light	Heavy	Ocasional	Crónico	Total	Ocasional	Crónico
1972	1,76	0,19	2,59	0,28	2,87			2,51	0,41	2,91	2,15	0,76
1973	1,98	0,22										
1974	2,23	0,25	2,87	0,32	3,2			2,78	0,47	3,24	2,39	0,86
1975	2,55	0,29										
1976	3,31	0,34	3,25	0,33	3,59			3,16	0,48	3,64	2,7	0,94
1977	4,39	0,4	4,53	0,41	4,95			4,42	0,6	5,02	3,77	1,25
1978	5,7	0,48										
1979	6,71	0,59	9,09	0,8	9,89			8,88	1,16	10,03	7,55	2,48
1980	7,5	0,71										
1981	8,1	0,85										
1982	8,28	0,99	10,89	1,3	12,2			10,49	1,89	12,38	9,04	3,33
1983	8,09	1,13										
1984	7,57	1,26										
1985	7,06	1,36	10,43	1,79	12,22			9,8	2,6	12,41	8,64	3,77
1986	6,61	1,45										
1987	6,19	1,52										
1988	5,81	1,58	7,35	2,53	9,87			6	3,89	9,98		
1989	5,47	1,62	6,47	2,61	9,08			5,3	3,82	9,12		
1990	5,38	1,66	5,59	2,46	8,04			4,6	3,56	8,16		
1991	5,5	1,69	5,44	2,22	7,66			4,48	3,38	7,86		
1992	5,6	1,72	4,33	2,35	6,68			3,5	3,27	6,77		
1993			4,05	2,24	6,29			3,33	3,08	6,41		
1994			3,78	2,09	5,87	3,61	2,26	2,93	3,03	5,96		
1995			3,88	1,98	5,86	3,78	2,08	3,08	2,87	5,95		
1996			4,21	1,95	6,16	4,19	1,97	3,43	2,83	6,25		
1997			4,28	1,96	6,24	4,26	1,98	3,49	2,85	6,33		
1998			4	1,93	5,93	3,94	1,99	3,22	2,8	6,02		
1999			3,98	1,9	5,88	3,94	1,95	3,22	2,76	5,97		
2000			3,79	1,87	5,66	3,72	1,94	3,04	2,71	5,74		

Tabla 1

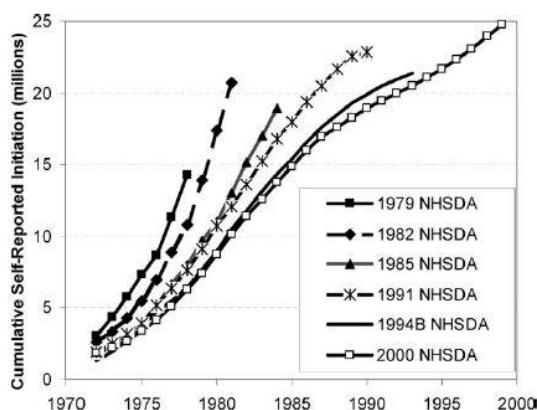


Ilustración 1

pasado instante únicamente a partir de encuestas recientes, lo que se ajustaría poco a los datos de la Tabla 1.

En cambio, nuestro conjunto inicial de estimaciones de iniciación son simplemente los proporcionados por la primera encuesta realizada después del año en cuestión. Por ejemplo, el NHSDA de 1982 solía estimar la iniciación en 1979, 1980 y 1981 porque era la primera encuesta después de la de 1979. Hay algunas rarezas en la iniciación de los datos, porque las encuestas individuales solían estimar actividades de baja frecuencia, más que adictos crónicos.

La primera rareza es que en la encuesta de 1979 describe la iniciación como una caída de 1,58 millones en 1975 a 1,34 millones en 1976, incluso toda encuesta posterior exceptuando la encuesta de 1994, que mostró un crecimiento en la iniciación entre 1975 y 1976 mientras que en el resto mostraron una tendencia general al alza en la década de los setenta. Esto corresponde al primer par de series de iniciación de la tabla 2, teniendo en cuenta que la Variante A es sin aplicar nada y que la Variante B utiliza la tendencia observada en el NHSDA de 1982 durante 1972-1976 que fue combinada con la encuesta de iniciación de 1979.

E y R intentó arreglar estos problemas de estos dos enfoques haciendo la media entre ambos. Lo primero es que usamos todas las encuestas de 1979-2001 para estimar la iniciación retrospectivamente por año de 1972 al más reciente.

La Ilustración 1 muestra la acumulación de la iniciación por la encuesta para aproximadamente cada tercer año. Claramente se puede observar que en las encuestas anteriores se registró una mayor iniciación que en posteriores, por lo tanto, es una opción estimar la iniciación en el

Año	Próxima encuesta		Uso de 2ª secuencia desde 1986		Datos de 1990 para iniciación de 1986	
	Serie 1A	Serie 1B	Serie 2A	Serie 2B	Serie 3A	Serie 3B
1972	0,935	0,46	0,935	0,46	0,935	0,46
1973	1,324	0,677	1,324	0,677	1,324	0,677
1974	1,355	0,912	1,355	0,912	1,355	0,912
1975	1,583	1,034	1,583	1,034	1,583	1,034
1976	1,343	1,343	1,343	1,343	1,343	1,343
1977	2,625	2,625	2,625	2,625	2,625	2,625
1978	2,949	2,949	2,949	2,949	2,949	2,949
1979	3,074	3,074	3,074	3,074	3,074	3,074
1980	3,468	3,468	3,468	3,468	3,468	3,468
1981	3,337	3,337	3,337	3,337	3,337	3,337
1982	2,123	2,123	2,123	2,123	2,123	2,123
1983	1,863	1,863	1,863	1,863	1,863	1,863
1984	1,934	1,934	1,934	1,934	1,934	1,934
1985	1,181	1,181	1,181	1,181	1,181	1,181
1986	1,809	1,809	1,809	1,809	1,478	1,478
1987	0,969	0,969	1,154	1,154	1,154	1,154
1988	1,154	1,154	1,116	1,116	1,116	1,116
1989	0,549	0,549	0,911	0,911	0,911	0,911
1990	0,292	0,292	0,503	0,503	0,503	0,503
1991	0,396	0,396	0,498	0,498	0,498	0,498
1992	0,359	0,359	0,455	0,455	0,455	0,455
1993	0,462	0,462	0,471	0,471	0,471	0,471
1994	0,559	0,559	0,593	0,593	0,593	0,593
1995	0,554	0,554	0,715	0,715	0,715	0,715
1996	0,746	0,746	0,585	0,585	0,585	0,585
1997	0,669	0,669	0,876	0,876	0,876	0,876
1998	0,93	0,93	0,897	0,897	0,897	0,897
1999	0,773	0,773	0,911	0,911	0,911	0,911
2000	0,924	0,94	0,924	0,924	0,924	0,924

Tabla 2

La segunda rareza es que después de la iniciación de 1985 es más alta en la segunda encuesta posterior que en la primera encuesta después del año en cuestión. Por ejemplo, la NHSDA de 2001 informa sobre 911.000 iniciaciones en 1999, mientras que la NHSDA solo contabiliza 773.000 iniciaciones durante ese año. Entonces se produce un segundo par de series de iniciación basado en la primera encuesta posterior hasta 1986 y la segunda encuesta posterior a partir de 1987, que incluye dos variantes: Variante A (literalmente esa serie) y la variante B (aplicando la tendencia de la encuesta de 1982 a la iniciación 1972-1975).

Una tercera rareza es que la encuesta de 1988 registra una oleada en la iniciación de 1,18 millones a 1,81 millones entre 1985 y 1986. Ninguna encuesta posterior tiene un gran crecimiento. Así que el tercer par de series de iniciación de la tabla 2 (variante A y variante B) utilizan la cifra de la encuesta de 1990 para 1986, en lugar de la cifra de la encuesta de 1988.

Realmente se podrían encontrar más rarezas, pero así a grandes rasgos, estas son las tres principales, y para las que se crean las 6 series de datos recogidas en la Tabla 2.

3. ANÁLISIS

3.1. Estimación del parámetro “tasa de flujo”

Everingham y Rydell presentan un modelo de cadena de Markov de la evolución de la demanda de la cocaína sobre el tiempo. En el artículo se modifica este modelo eliminando la desescalada desde alta-intensidad a baja-intensidad por dos razones. La primera es que una tasa de flujo de desescalada no puede ser estimada de forma fiable. La segunda se debe a que los estudios sobre el cerebro de la última década han incentivado una vista de que la adicción refleja cambios a largo plazo en los cerebros de los consumidores, que no son rápidamente reversibles por medio de la abstinencia. Esto significa que las personas que han consumido con alta-intensidad son propensos a volver hacerlo, aunque en cualquier momento dado pueden o no estar consumiendo con dicha intensidad. Así en este modelo modificado el consumo de alta-intensidad incluye tanto atracones periódicos como uso estable.

Este modelo modificado de demanda de cocaína tiene así solo tres tasas de flujos: dejar de consumir desde la etapa de baja-intensidad (denotado a), escalar desde consumo de baja-intensidad a consumo de alta-intensidad (denotado b) y dejar de consumir desde la etapa de alta-intensidad (denotado g). En ecuaciones el modelo es:

$$L(t + 1) = (1 - a - b) * L(t) + I(t)$$

$$H(t + 1) = (1 - g) * H(t) + b * L(t)$$

donde, $L(t)$ es el número de consumidores de baja-intensidad en el año t , $H(t)$ es el número de consumidores de alta-intensidad en el año t y $I(t)$ es el número de nuevos consumidores en el año t .

Para toda combinación de las cuatro series de datos de consumidores de baja-alta intensidad de la tabla 1 (incluyendo crónicos y ocasionales), y para todas las series (35 series) de nuevos consumidores, se obtuvieron las tasas de flujo anuales que mejor se ajustan (en la tabla 3 se muestran algunas). Más específicamente el modelo se inició con $L(1972)$ y $H(1972)$ como se

da en la Tabla 1, y obtener el mejor ajuste para este modelo modificado se considera minimizar la suma de los cuadrados de los errores o diferencias (SSE) entre los datos obtenidos del modelo (alta y baja intensidad) y los de la Tabla 1.



Ilustración 2

Este procedimiento de ajuste es más directo que el de Everingham y Rydell. Ellos ajustaron conforme a tres objetivos: el número

total de usuarios para años seleccionados entre 1972 y 1992, las proporciones de consumidores ‘heavy’ en tres años específicos (1985, 1988 y 1990), y una tasa del grupo de retención. Nuestras series extienden los dos primeros objetivos, pero ignoran al tercero. Afortunadamente, con las series ahora disponibles, solamente los datos proporcionan un objetivo suficientemente específico que solo rangos relativamente estrechos de valores de parámetros producen un ajuste razonable. En la Tabla 3 se reporta los resultados obtenidos para las seis series de nuevos consumidores dados en la Tabla 2. Tanto porcentaje de error medio absoluto (MAPE en la tabla), como las diferencias se incluyen. LH denota consumidores ‘light’ y ‘heavy’; OC denota consumidores ‘ocasional’ y crónico’.

El OC #2 produce en cierto modo diferencias menores. También, las tasas de flujo de entrada y salida en el consumo ‘heavy’ son mucho mayores que en las otras tres series debido a que el ajuste del modelo fuerza a los consumidores ocasionales a escalar rápidamente para llegar al número de usuarios crónicos en los primeros años. La tasa de salida también está inflada para evitar que el número de usuarios crónicos crezca demasiado en la década de 1990. Antes se mencionó que esta serie de datos no es una buena representación del curso de la epidemia debido al número demasiado grande de consumidores crónicos que proporciona.

Los ajustes son claramente mejores para las B-variantes de nuevos consumidores. Son ligeramente mejores si en los años más recientes

	Series de prevalencia		Series de iniciación			
	1A	1B	2A	2B	3A	3B
LH#1						
a	0,192	0,184	0,2	0,191	0,197	0,189
b	0,028	0,031	0,029	0,033	0,029	0,033
g	0,077	0,088	0,081	0,092	0,08	0,092
Error	11,7	9,6	9,9	8,9	9,4	8,1
MAPE	13,50%	10,40%	12,70%	10,00%	12,50%	9,70%
LH#2						
a	0,194	0,185	0,201	0,193	0,199	0,19
b	0,027	0,03	0,028	0,032	0,028	0,032
g	0,072	0,083	0,075	0,086	0,075	0,086
Error	11,1	9,2	9,5	8,6	9	7,8
MAPE	13,10%	10,00%	12,20%	9,70%	12,00%	9,40%
OC#1						
a	0,206	0,195	0,214	0,203	0,211	0,2
b	0,044	0,049	0,046	0,052	0,046	0,052
g	0,073	0,083	0,077	0,087	0,076	0,087
Error	10,3	10	9,9	10,3	9,1	9,4
MAPE	13,70%	10,90%	12,90%	10,80%	12,60%	10,50%
OC#2						
a	0,198	0,185	0,203	0,189	0,2	0,186
b	0,066	0,073	0,071	0,079	0,071	0,079
g	0,112	0,123	0,12	0,132	0,119	0,132
Error	12,9	9,8	10,1	7,8	10	7,4
MAPE	14,30%	11,80%	12,60%	10,50%	12,40%	10,20%
Media						
Error	11,5	9,6	9,9	8,9	9,4	8,2
MAPE	13,70%	10,80%	12,60%	10,30%	12,40%	10,00%

Tabla 3

se usa el segundo sondeo más cercano al año en lugar del primero para estimar la iniciación.

Aun así, para las tres series restantes (LH #1, LH #2 y OC #1) hay un alto grado de concordancia en la estimación de parámetros en los seis escenarios de nuevos consumidores. De forma que nos centraremos en la media y el rango de estos valores en las series de nuevos consumidores, y no se describirán en detalle diferencias entre los escenarios de iniciación.

En general, este simple modelo de dos estados y tres parámetros reproduce la histórica epidemia de la cocaína bastante bien. En la Ilustración 3 se muestran los resultados para la serie de nuevos consumidores 1B y la serie de datos LH #1 (consumidores 'light' y 'heavy', con proporción de consumidores del año pasado que consumen 'heavy' para los años 1972-1987 igual a 0.7 veces la correspondiente proporción que son crónicos en las series ONDCP). Se ha mostrado intencionalmente esta pues a pesar de ser el peor ajuste de los LH + variante B se ajusta bastante bien. El mayor fallo es al reproducir el aumento de consumidores 'light' a finales de la década de los noventa. Este aumento surge del correspondiente aumento en las series ONDCP para consumidores ocasionales. Ninguno de los modelos puede reproducirlo, debido a que no hay un aumento significativo de nuevos consumidores en ese periodo de tiempo en ninguno de los sondeos.

3.2. Comparación de estimaciones de la tasa de flujo

La Tabla 4 compara los valores estimados por E y R del parámetro tasa de flujo con aquellos para las tres series de uso corriente en la tabla 1 de más interés. Los parámetros son considerados ambos en y de sí mismos y en la forma de ratios que tienen interpretaciones más intuitivas. El ratio $1/(a + b)$ es el tiempo de permanencia medio en el estado de consumo de baja intensidad; el ratio $b/(a + b)$ da la proporción de nuevos consumidores que escalan al consumo de alta intensidad; y el ratio $1/g$ es el tiempo de permanencia medio en el estado de consumo de alta intensidad.

Las estimaciones de cese en el consumo anual para el nivel de consumo de baja intensidad son un tercio mayores que las originales de E y R, para las tres nuevas series. Esto se debe, en primer lugar, a que E y R trabajaron con series de datos de nuevos consumidores que pudieron ser demasiado bajas, lo que requiere menores tasas de cese de consumo para el nivel 'light' para así aproximarse al uso corriente objetivo en el nivel 'light'. En segundo lugar, E y R solo se ajustan hasta 1992, y de ahí, solo se ajusta a unos pocos años de las tasas relativamente bajas de consumo de baja intensidad. Como resultado, las series modeladas sobrepasan el consumo entre 1990-1992. Con las series más largas y actuales se pone más énfasis en reducir la frecuencia de consumidores de baja intensidad hasta los niveles observados en los 90, lo que requiere mayores tasas de a.

Mayores tasas de cese de consumo 'light' no implican menores estimaciones de la proporción de usuarios que escalan al consumo de alta intensidad ya que las nuevas estimaciones de la tasa de flujo b son también mayores que las usadas por E&R. Para ambos conjuntos de objetivos de LH, el incremento de b es prácticamente proporcional al incremento de a , dejando la probabilidad de escalado invariante en torno a 13-14%. Para los objetivos de OC, el número de consumidores de alta intensidad es mayor. Esto lleva a una estimación incluso mayor del parámetro a en OC #1, sugiriendo así una mayor proporción de escalado a consumo crónico (~19%), pero dadas las diferencias en la definición entre consumo 'heavy' y crónico, esta mayor proporción de escalado no es inconsistente con el 13-14% de proporción de escalado a consumo 'heavy'.

La mayor diferencia entre las nuevas estimaciones de los parámetros y las originales está en la tasa anual de cese de consumo de alta intensidad. Esto se ve con mayor facilidad en términos del recíproco de g , es decir, la duración media de una adicción de alta intensidad. Las tres nuevas series ponen esta duración en 12-13 años, mientras que E y R ponían esta duración en 16,6 años. Matemáticamente esto se debe a que el consumo ‘heavy’ acababa de empezar su declive para E y R cuyas series de frecuencia van hasta 1992, mientras que las series de ONDCP, que duran hasta el 2000, muestra claramente un declive sustancial en el número de usuarios crónicos.

		LH#1	LH#2	OC#1	EyR
a	Media	0,192	0,194	0,205	0,15
	Rango	0,184-0,200	0,185-0,201	0,195-0,214	
b	Media	0,03	0,03	0,048	0,024
	Rango	0,028-0,033	0,027-0,032	0,044-0,052	
g	Media	0,085	0,079	0,081	0,06
	Rango	0,077-0,092	0,072-0,086	0,073-0,087	
1/(a+b)	Media	4,5	4,5	4	5,7
	Rango	4,4-4,7	4,4-4,6	3,8-4,1	
b/(a+b)	Media	13,70%	13,30%	19,10%	13,80%
	Rango	12,7-14,7%	12,3-14,3%	17,7-20,5%	
1/g	Media	11,8	12,7	12,5	16,7
	Rango	10,8-12,9	11,6-12,9	11,4-13,7	

Tabla 4

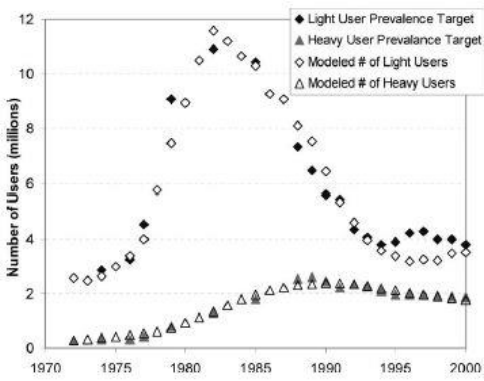


Ilustración 3

Cuando E y R presentaron su trabajo a académicos y responsables políticos al comienzo de la década de los 90, la noción de que la adicción de un consumidor de cocaína ‘heavy’ pudiese durar más de unos pocos años contradecía la sabiduría convencional de la época. El comportamiento característico del consumo excesivo de cocaína era visto inestable por naturaleza y poco probable a permitir largas adicciones del tipo visto con la heroína.

Para darle un poco de sentido de magnitud, E&R, juzgaron que la media de consumo anual para un usuario ‘heavy’ está en torno a los 120 gramos anuales, y Caulkins y compañía adaptando las figuras de Harwood estima que la media de coste social por gramo consumido en USA es de 215\$ aproximadamente. Doce años de consumo a 120 gramos por año y con un coste social de 215\$ por gramo implica un coste social total por adicción de consumidor ‘heavy’ de 300.000\$. Esto implica que un tratamiento moderadamente caro u otras intervenciones que pueden llevar a un 1% de probabilidades de llegar a una abstinencia mantenida puede ser rentable.

Conociendo la longitud media de una adicción para un consumidor ‘heavy’, las tasas de consumo anuales y el coste social por unidad consumida lleva a calcular un punto de equilibrio de la efectividad necesaria para que los ahorros sociales igualen el costo del programa. En términos más simples, un programa de tratamiento de coste 3000\$ llevaría a un punto de equilibrio si induce a un 1% de los tratados a cesar su consumo ya que $300000 \times 1\% = 3.000\$$. Visto así, hasta una tasa de recaída del 80% o más no implica necesariamente un fallo del programa.

Estas estimaciones de parámetro de flujo pueden ser comparadas con las producidas por Knoll y Zuba, quienes trabajaron con versiones del modelo continuas en el tiempo, en cierto modo procedimientos de ajuste distintos, y una versión más antigua de ONDCP. Estas no mostraron prácticamente ningún declive en el número de usuarios crónicos entre 1990 y 1999. Como resultado las estimaciones de Knoll y Zuba de la tasa de cese del consumo de alta intensidad era menor que la estimación original de E y R. Sus estimaciones de a , b , y por tanto, de los ratios $1/(a+b)$ y $b/(a+b)$ eran muy similares a los aquí encontrados, particularmente para OC #1 ya que Knoll y Zuba trabajaron exclusivamente en unidades de ocasional y crónico.

3.3 Implicaciones para cambiar del curso de la epidemia

El resultado más citado de Everingham y Rydell fue probablemente su figura que representa gráficamente la demanda de cocaína por parte de consumidores 'light' y 'heavy' a lo largo del tiempo, asumiendo que cada usuario 'heavy' consume en torno a 7.25 veces lo que consume un usuario 'light'. De este gráfico se obtienen dos asombrosos resultados: primero, la demanda total permaneció estable entre 1984 y 1992 incluso a pesar de que el número de consumidores cayó considerablemente, lo que se debe a que, la naturaleza de la demanda de la cocaína cambió de forma marcada, originalmente la demanda derivaba de forma primaria de los usuarios 'light' pero más adelante provino de los usuarios 'heavy'. Más específicamente, en 1980 los usuarios 'light' componen el 59% de la demanda de cocaína, mientras que para 1990 la demanda de estos cayó hasta el 31%.

La ilustración 4 reproduce la gráfica de E y R, extendida hasta el año 2000 (el año final de nuestro análisis) y aumenta con una proyección hasta 2012 asumiendo que las tasas de flujo del modelo no cambian y los nuevos consumidores se estabilizan en 850000 por año (la media reportada por NHSDA). La nueva gráfica es prácticamente igual, la demanda total de los usuarios 'light' cae desde el 57% en 1980 hasta el 27% en 1990. La demanda total es estable en la figura 4 desde 1984 hasta 1990, pero empieza a caer en 1991 y 1992, lo que presuntamente se debe a que nuestra estimación de g es mayor que la de E&R. Para el año 2000, la demanda cae un tercio desde su punto álgido a finales de los 80. Como sea, si los datos de nuevos consumidores se estabilizan a 850000 por año, se prevé que la demanda decline solo un 1% al año hasta 2012, y asintóticamente se aproxime a un nivel solo un sexto por debajo de la demanda en el año 2000.

Obviamente distintos escenarios de nuevos consumidores llevan a distintas proyecciones futuras. Por ejemplo, si los nuevos consumidores a partir del 2001 se estabilizasen en torno a los 500.000, entonces la demanda general se prevé que caiga un tercio entre el 2000 y el 2012 y se aproxime a una asíntota que es solo la mitad de la demanda del año 2000 y una tercera parte del pico de demanda alcanzado en 1987. Quitando niveles tan bajos de nuevos consumidores, este modelo predice la demanda de cocaína estabilizándose a niveles no demasiado lejos de los actuales. De hecho, si los nuevos consumidores se estabilizasen en 1.5 millones al año, el modelo prevé un estado de demanda estable igual al pico observado a finales de los 80. Aunque los datos futuros de nuevos consumidores no se conocen, esta capacidad de predicción del modelo puede ayudar a representantes políticos a investigar las implicaciones de distintos escenarios de nuevos consumidores y anticipar los niveles de recursos que pueden necesitarse en el futuro.

3.4. Capacidad de contagio en usuarios ocasionales

En la medida en que los usuarios actuales catalizan la iniciación, es interesante explorar cómo variaba el número de iniciados por usuario actual con el paso del tiempo. Se tienen 35 series de iniciación y alrededor de 100 series de frecuencia modeladas, por lo que no es posible mostrarlas todas. Aun así, Everingham y Rydell presentan un historial bastante consistente, que se plasma en la Ilustración 5 para la frecuencia modelada cuando se ajusta a la serie de frecuencias LH #1 y a la serie de iniciación 3A. Exceptuando un valor atípico en 1976, la infectividad, medida como iniciados por usuario, fue alta hasta 1980 (0.33-0.46 nuevos iniciados por consumidor actual por año). Ha estado por debajo de 0,17 iniciados desde 1982, cayendo a un mínimo de 0.06-0.07 entre 1990-1993, antes de recuperarse a 0.17 iniciados por usuario por año para 1997-2000. Hasta mediados o finales de la década de 1990, el patrón es principalmente similar si la infectividad se mide en términos de iniciados por personas de consumo 'light', con números de infectividad ligeramente inflados porque hay menos usuarios light que usuarios totales. La

excepción es que el rebrote a mediados y finales de la década de los noventa es más pronunciado cuando se mide la infectividad por usuarios de consumo 'light' porque hay muy pocos usuarios de este tipo en los últimos años. En particular, alcanza 0.26-0.28 nuevos iniciados por usuario 'light' en 1997-2000, no muy lejos de las tasas de 0.36-0.52 observadas antes de 1980. Lo que es claro y quizá sorprendente es que la infectividad cayó bruscamente a principios de la década de los ochenta, que es cuando el crack se hizo popular. El crack pudo haberse extendido contagiosamente, pero no en una forma que generara un aumento neto en el número de usuarios de cocaína por primera vez en ninguna de las intensidades. Hasta cierto punto, el crack se propagó entre personas que ya habían probado la cocaína en polvo. Además, el alto número de personas que habían probado el crack era menor que el número de personas que habían probado la versión en polvo, por lo que la disminución del consumo inicial de cocaína pudo haber inundado cualquier nueva iniciación generada por el crack. De hecho, la propagación del crack y la mala fama que tenía la cocaína en general pudo haber contribuido a una disminución de la infectividad y en número de personas que se iniciaban en su consumo.

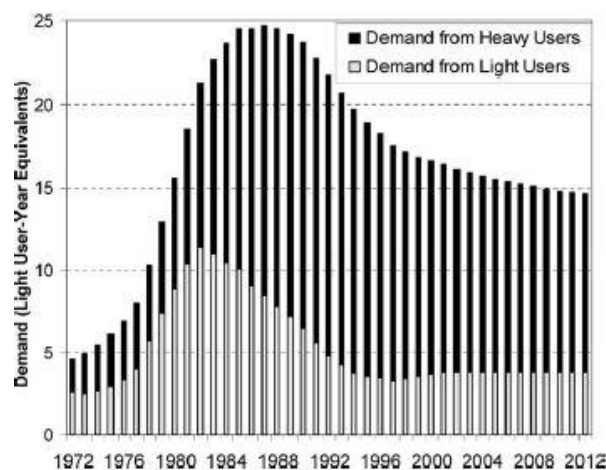


Ilustración 4

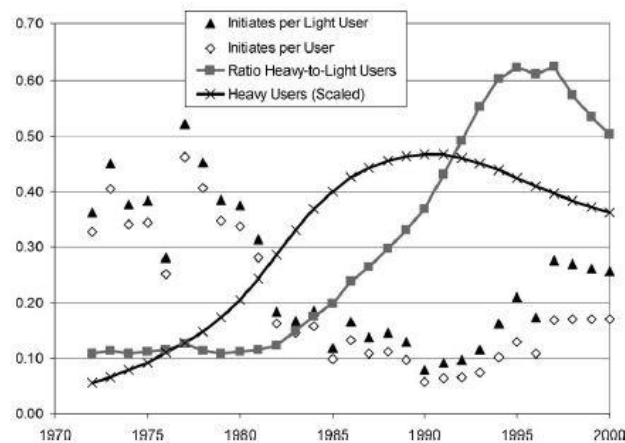


Ilustración 5

La ilustración 5 yuxtapone las tasas de infectividad con dos medidas de uso intensivo, el número absoluto modelado de usuarios 'heavy' y el número de usuarios 'heavy' dividido por el número de usuarios 'light'. Podría esperarse una correlación negativa entre infectividad y el primero si un

gran número de usuarios dependientes disuadieran la iniciación. También se podría esperar una correlación negativa con el segundo que es la densidad o proporción de usuarios actuales que son dependientes.

Los cuatro pares de infectividad más las series de uso intensivo están negativamente correlacionadas, pero hay dos razones para pensar que el número absoluto de usuarios 'heavy' puede ser mejor predictor de infectividad. Primero, las correlaciones son más fuertes, $-0,88$ con infectividad por usuario de cualquier tipo, vs. $-0,50$ y $-0,65$, respectivamente, para la proporción de usuarios 'heavy' a 'light'. Segundo, cambios en la proporción de usuarios 'heavy' a 'light' parece retrasarse en lugar de provocar cambios en la infectividad. Un dato curioso es que el número de usuarios 'heavy' estaban creciendo, pero su punto máximo no se alcanzó hasta 1977.

Para terminar este punto, podemos decir que la figura 5 se comporta de forma coherente con la hipótesis de Musto de la respuesta negativa (mencionada en apartados anteriores), pero la exactitud de la naturaleza de la función describe que la retroalimentación no está clara.

4.CONCLUSIÓN

El manejo inteligente del problema del consumo de drogas en un país depende de la comprensión de la dinámica de la epidemia. Este documento aborda la prevalencia de la cocaína durante casi treinta años desglosado en intensidad de consumo. Estas series temporales siguen un patrón epidémico clásico. Al principio (1980) se presenta una iniciación al consumo máxima, y después se ve un consumo ligero (1982). Finalmente, se muestra un consumo intensivo que va desde 1988 a 1989, mientras que en 1990 la demanda de cocaína estaba dominada por consumidores light. El pico más alto se ve al principio, cayendo un 80% y mayormente redondeado por los usuarios 'heavy'.

Estas series temporales muestran cierta infectividad, es decir, las iniciaciones por usuario o por usuario light, cambiaban con el tiempo. Se puede ver que el poder de contagio se redujo bastante durante los años ochenta mientras el crack se propagaba. Esto puede ser contrario al pensamiento que se pudiera tener anteriormente.

Una de las conclusiones más importantes a sacar es cómo este documento demuestra que es posible crear un modelo coherente que traduzca los datos sobre la prevalencia de consumidores de cocaína de baja y alta intensidad durante los 30 años de la epidemia reciente de cocaína en Estados Unidos. El modelo se ajusta solamente a tres parámetros que son fáciles de interpretar. Nos aporta puntos de vista tan importantes como que la mayoría de las personas que prueba la cocaína la consume durante pocos años (siendo el promedio de 4 a 5 años) y que una minoría (entre el 15 por ciento) llega a un consumo intenso o crónico permaneciendo en este estado durante doce años de media.

El último dato que se nos muestra es especialmente valioso para poder entender por qué los consumidores en altas cantidades dominaban la demanda de cocaína hasta el año 2004 (año del artículo) a pesar de que al principio la demanda de este sector disminuía con respecto a la de usuarios esporádicos.

También nos sirve para estudiar la estimación de la rentabilidad del tratamiento de la adicción. La estimación actual es más corta que la anterior, que era de casi 17 años. Esta estimación actual tiende a reducir el costo de salir de un uso intensivo de la cocaína, pero sigue siendo demasiado larga, por lo que incluso con intervenciones de baja eficacia (medidas en términos de tasas de abstinencia a largo plazo) puede ser muy rentable.

Teniendo un modelo certero y fiable de la demanda de droga posibilita un análisis cuantitativo de las políticas de decisión, tanto simples como más detalladas. Además, cuando se combina con las series de iniciación, arrojan luz sobre los procesos de retroalimentación que eventualmente pueden ayudar a detener la propagación de una droga y sobre la posible evolución de una epidemia. Por ejemplo, si la iniciación se estabiliza en niveles recientes (es decir, por encima de los mínimos del principio de los años noventa), el modelo prevé leves reducciones adicionales de la demanda de cocaína (del orden de una sexta parte en relación con los niveles del año 2000).

A la hora de la interpretación de los datos obtenidos, puede haber diversas opiniones, dado que se podría considerar que los datos en los que se basa este modelo no son verdaderamente ciertos, principalmente por el hecho que gran parte de los consumidores no están recogidos en estos cálculos debido a su reticencia a admitir el consumo de estupefacientes. Aun así, la decisión de tomar los datos que se tienen al pie de la letra no deja de servir como un posible estudio del progreso de la epidemia, y para establecer el modelo. Lo bueno de tener el modelo ya establecido es que, si en algún momento se conocen mayores casos o distintas cifras iniciales más concretas y exactas, bastaría con modificar los cálculos, pero la estructura principal del estudio ya está asentada. También cabe constatar que, en caso de que los datos fueran ciertos, este no es el único enfoque posible a la hora de controlar este tema. Eso es lo bueno de las matemáticas, que se pueden aplicar de muchas maneras distintas a un mismo ámbito.

5. REFLEXIÓN SOBRE EL TRABAJO

Finalmente, podemos concluir, ya fuera de este artículo, que la realización de este trabajo nos ha servido bastante. Si bien no nos hemos centrado mucho en los cálculos de cadenas de Markov, creemos que se trata de las primeras veces en lo que llevamos en la universidad que vemos tan de cerca una aplicación real de lo que hemos estudiado, lo cual nos ha resultado muy gratificante y positivo, aunque el tema escogido fuera de una complejidad bastante alta para nuestros conocimientos.

También hemos podido comprobar, dado que viene bien explicado en el artículo, cómo un modelo de estimación se va adaptando en el tiempo conforme van apareciendo nuevos datos e ideas, lo que nos hace ver que, aunque un trabajo esté realizado, siempre se puede mejorar y trabajar más aún para conseguir unos resultados más verídicos.

Con esta reflexión acabamos nuestra primera incursión en los modelos matemáticos, un saludo.

Antonio José Lara Peña

Daniel Monjas Miguélez

Manuel Horacio Torres Cañero

Hugo Teruel Muñoz

Referencias

Trabajo basado en el artículo original *Markov Chain Modeling of Initiation and Demand:*

The Case of the US Cocaine Epidemic, por Jontathan P.Caulkins, Doris A. Behrens, Claudia Knoll, Gernot Tragler y Doris Zuba para la *Health Care Management Science*.