

Una aproximación económica a los determinantes
de la criminalidad en Montevideo
1986 a 2005

Trabajo final para la Maestría de la F. C. E. y A.

Jorge Campanella

08 de diciembre de 2006

INDICE

I. La Pregunta	3
II. Justificación	3
III. Marco Teórico	11
III.1. Tipificación de la violencia	11
III.2. Los factores desencadenantes de la violencia y la criminalidad: las principales teorías explicativas...	11
III.3 La explicación desde la economía.....	12
IV. El modelo de análisis.....	23
V. Estrategia Empírica.....	30
V.1 Presentación de las variables	30
V.1.1 <i>Indicadores para la variable dependiente</i>	30
V.1.2 <i>Indicadores para las variables explicativas</i>	31
V.2 Algunas consideraciones metodológicas sobre las variables a analizar	43
V.3 Análisis de raíces unitarias regulares.....	53
V.4 Modelo univariante de la Tasa de Rapiñas de Montevideo (trap)	56
V.5 Los determinantes de largo plazo de la Tasa de Rapiñas en Montevideo	61
V.5.1 <i>Modelización SIN hipótesis de disuasión</i>	63
V.5.2 <i>Modelización CON hipótesis de disuasión</i>	69
VII. Bibliografía Consultada	76
ANEXO: Test RAICES UNITARIAS.....	78
I. Indicador de la variable a explicar	78
II. Descriptivas de ingreso de hogares y la distribución del mismo.....	79
III. Descriptivas del Mercado de Trabajo	85
IV. Descriptivas de la actividad económica	89
V. Descriptivas de factores disuasivos: actuación Policial y de la Justicia	96
ANEXO: Modelo de Estimación Univariante (trap)	100
ANEXO: MODELO MULTIVARIANTE	102
1. Modelización sin “hipótesis de disuasión”	102
1.1 <i>Cointegración</i>	102
1.2 <i>CONTRASTES DE EXCLUSIÓN</i>	105
1.3 <i>CONTRASTE DE EXOGENEIDAD DEBIL</i>	106

1.4	VECM restringido	106
2.	Modelización con “hipótesis de disuasión”	109
2.1	Cointegración	109
2.2	CONTRASTES DE EXCLUSIÓN	112
2.3	Test de exogeneidad débil	113
2.4	VECM restringido	114
3.	Modelización auxiliar del Modelo 2	117
3.1	Cointegración	117
3.2	CONTRASTES DE EXCLUSIÓN	120
3.3	Test de exogeneidad débil	120
3.4	VECM restringido	120

I. La Pregunta

¿Cuáles son los factores que desde la economía, explican la evolución de la criminalidad en Montevideo desde mediados de años 80 a la actualidad?

II. Justificación

Desde la década de los ochenta en los países con mayor desarrollo relativo, y a partir de los noventa en otras regiones del mundo, las encuestas de opinión pública comenzaron a mostrar un fuerte crecimiento de la preocupación por la seguridad en la población urbana fruto de la percepción del aumento de la violencia y la criminalidad¹. También lo demuestran los recientes debates políticos en la región, en donde las opiniones tendientes a insistir sobre la necesidad de desplegar respuestas más eficientes para reprimir o controlar la delincuencia, forman parte de plataformas electorales.

Algunas estimaciones para América Latina muestran que tiene 30 homicidios cada 100,000 habitantes por año. Esa es una tasa que multiplica por seis la de los países que tienen una criminalidad moderada, como la mayoría de los países de Europa Occidental. Las tasas tienden a ascender en los años recientes.

Tabla 1
América Latina: Tasa de Homicidios cada 100.000 habitantes

País	Fines de los '70 principios de los '80	Fines de los '80 principios de los '90
Colombia	20.5	89.5
Brasil	11.5	19.7
México	18.2	17.8
Venezuela	11.7	15.2
Perú	2.4	11.5
Ecuador	6.4	10.3
Argentina	3.9	4.8
Costa Rica	5.7	4.1
Uruguay	2.6	4.4
Paraguay	5.1	4.0
Chile	2.6	3.0

Fuente: R. Ayres, *Crime and violence as Developed Issues in Latin America and the Caribbean*, World Bank Latin America and Caribbean Studies, Washington D.C., enero 1998

Los estudios del BID y otras organizaciones indican que América Latina es hoy la segunda zona con más criminalidad del mundo después del Sahara Africano.

En la encuesta Latinobarómetro 2001, realizada en 17 países de la región, cuatro de cada cinco entrevistados dijeron que la delincuencia y la drogadicción habían aumentado mucho en sus países en los últimos tres años. El porcentaje es superior al

1. A lo largo de este trabajo se utilizarán como sinónimos: crimen, delito, ofensa. No obstante, en algunos capítulos se realizarán precisiones en el significados de estos términos, con base a corrientes explicativas.

que se obtuvo en una edición similar de la encuesta en 1995 (fue 65%). Más alarmante aún, dos de cada cinco señalaron que ellos o un miembro de su familia habían sido objetos de un delito en los últimos 12 meses. Sin embargo, la gravedad de esta percepción no es comparable con las medidas de acción pública que se han aplicado en la mayoría de países. Combatir y controlar la violencia no figura como tarea prioritaria en sus estrategias, ni se han des

arrollado esquemas de política activa más allá de las intervenciones policiales y judiciales tradicionales.

Uruguay no resultó ajeno a este fenómeno. En particular, Montevideo a mediados de los ochenta presentaba una tasa de homicidios de 5,3 cada 100.000 habitantes para encontrarse en el año 2005 en una tasa de 6,2 (ver Gráfico 1).

Por otra parte, recientes sondeos muestran que la seguridad y la violencia se

ubican siempre en los primeros lugares, aunque resulta sistemáticamente superado por la preocupación respecto de la desocupación. Asimismo, uno de cada tres entrevistados resultó ser él o un miembro de su hogar víctima de un delito.

Tal como lo muestra el Gráfico 1, la criminalidad presenta una tendencia creciente en Montevideo para los últimos años. Rapiñas, Hurtos y Homicidios denunciados han crecido tanto en cantidades absolutas como en tasas calculadas a partir de la población residente del departamento (cada 10.000, cada 1.000 y cada 100.000 habitantes respectivamente), siendo los dos primeros los delitos más importantes en el total.

Ahora bien, ¿considerar el aumento de denuncias de delitos y por ende las tasas calculadas a partir de las mismas, es sinónimo de aumento de la ocurrencia de delitos? La respuesta no es concluyente para todo tiempo y lugar, depende de varios factores que operan simultáneamente, por ejemplo que todo delito sea denunciado o

Tabla 2
Sondeos de Opinión; Resultados Seleccionados

Principal Problema	Montevideo		
	2000	2001	2002
Desocupación/Empleo	53	47	58
Pobreza	6	5	8
Seguridad	15	15	6
Inflación/Economía	13	24	5
Otro	13	8	23
No sabe, no contesta	0	1	0
Total	100	100	100

Proporción de hogares	Montevideo		
	2000	2001	2002
Con víctimas	40	31	36
Sin víctimas	60	69	64
Total	100	100	100

Fuente: Programa de Seguridad Ciudadana – Ministerio del Interior

en su defecto que la propensión a no denunciar permanezca constante a lo largo del período considerado.

Asimismo, que toda denuncia realizada se convierta en un registro efectivo o también, que el rango de subregistro presente cierta estabilidad a lo largo del tiempo, entre los principales elementos a considerar para responder la interrogante planteada.

Si bien estos aspectos se retomarán con más

detalle en los siguientes capítulos, a los efectos de este apartado de justificación del tema, las tasas de denuncias de delitos se consideran como una buena aproximación a la ocurrencia real de los mismos.

Cerrado el paréntesis anterior, y retomando la descripción se tiene que, por ejemplo, en el año 1990 aproximadamente 3 de cada 4 delitos registrados por la policía correspondían a un Hurto o una Rapiña, sin

embargo durante el año 2002 la relación se elevó significativamente pasando a explicar ambos delitos casi 9 de cada 10 (ver Gráfico 2), dando cuenta del aumento de los delitos contra la propiedad o que buscan una recompensa económica por parte del ofensor.

Gráfico 1. Evolución Tasas de Delitos Seleccionadas Montevideo 1986 - 2005

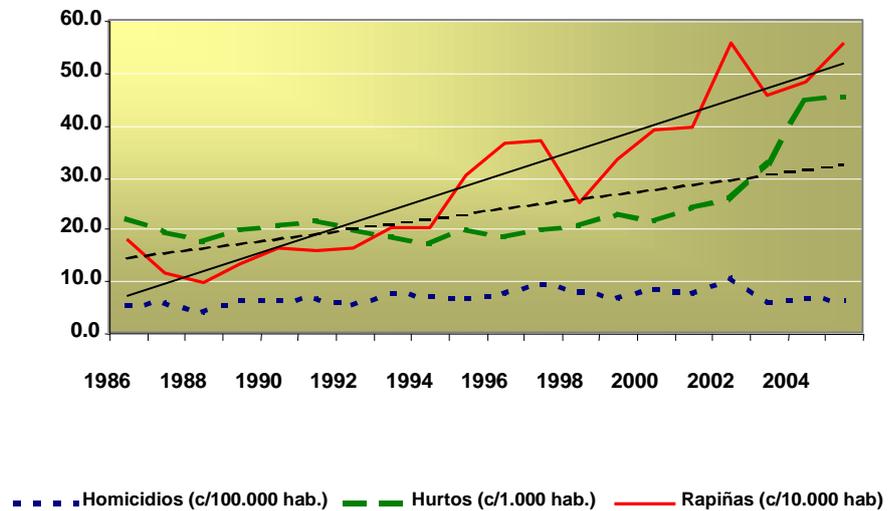
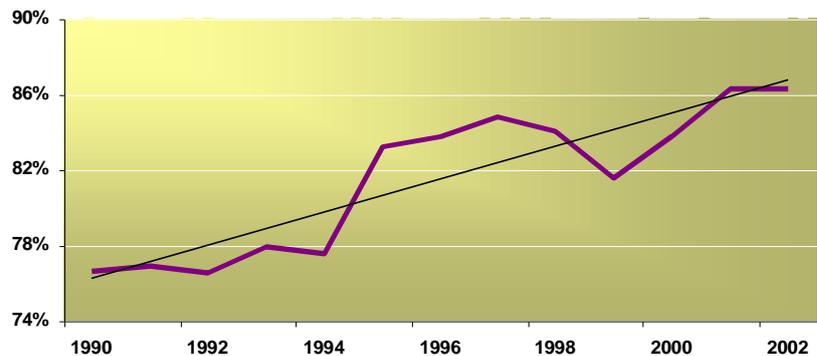
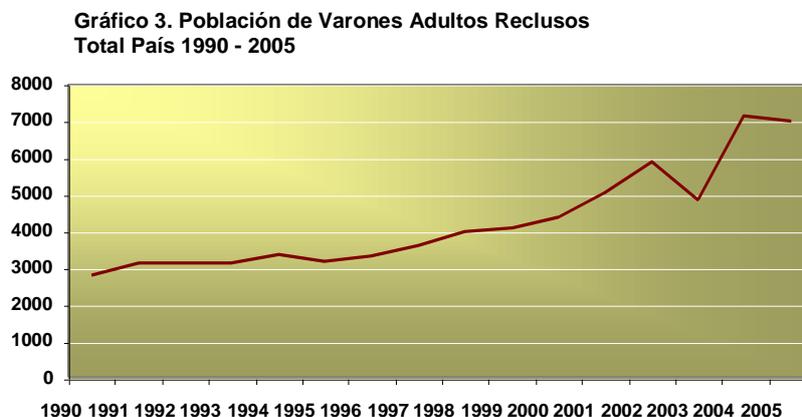


Gráfico 2. Participación de Hurtos y Rapiñas en el Total de Delitos Montevideo 1990 - 2002



Otro aspecto relevante es la trayectoria de los delitos que conllevan el uso o amenaza de violencia. Tal aspecto resulta evidente al comparar tanto las tasas como las respectivas pendientes de las tendencias en dos de los delitos presentados en el Gráfico 1, notoriamente la tasa de Rapiñas, que inicia el período por debajo de la tasa de hurtos, la sobrepasa a inicio de la década de los noventa para luego ubicarse persistentemente por encima de la misma hasta el presente.



También la tasa de rapiña presenta una pendiente positiva más pronunciada que la de Hurtos, lo que reafirma el hecho del mayor crecimiento relativo del crimen con violencia entre aquellos que son motivados por razones económicas.

Un elemento de importancia es saber qué ha sucedido con los delincuentes, es decir si hay más personas involucradas y también cuales son algunas características relevantes de los mismos. La posibilidad de dar respuestas a estas interrogantes está acotada a la disponibilidad de información. A partir de datos recabados en el Instituto

Tabla 3
Población Reclusa (1990 – 2002)

Años	Departamentales	D.N.C.	Total
1990	1,284	1,507	2,791
1991	1,395	1,753	3,148
1992	1,356	1,775	3,131
1993	1,376	1,769	3,145
1994	1,774	1,629	3,403
1995	1,488	1,697	3,185
1996	1,570	1,780	3,350
1997	1,654	1,982	3,636
1998	1,803	2,189	3,992
1999	1,918	2,199	4,117
2000	1,970	2,399	4,369
2001	2,283	2,759	5,042
2002	2,775	3,137	5,912

Fuente: Ministerio del Interior, INACRI

Nacional de Criminología del Ministerio del Interior, se puede apreciar que, tal como lo muestran el Gráfico 3 y las tablas 3 y 4, la población reclusa total de varones en el país pasó de aproximadamente 2.800 personas en 1990 a cerca de 7.000 en el 2005, lo cual muestra una variación en el período superior al 200%. Pero aún más, el crecimiento es sostenido a lo largo de todos los años.

Otro aspecto que se puede apreciar en la tabla 3, es la alta participación de la población reclusa alojada en los establecimiento penitenciarios de la Dirección Nacional de Cárceles (DNC), los cuales representan más de la mitad del universo de población privada de libertad.

Un elemento altamente significativo, y que no figura explícitamente en la Tabla 3, es la casi nula participación de la población femenina en el total de los reclusos. A título de ejemplo, en el año 1990 representaban poco más del 1% (33 en 2.791), en el año 1996 un 2,5% (89 en 3.350), manteniéndose casi sin variaciones en el año 2002 (155 en 5.912). Notoriamente, se puede afirmar que el fenómeno es casi excluyente en la participación de varones adultos. Conviene a esta altura realizar dos precisiones que ayudan a entender los datos presentados:

Años	En porcentajes sobre total según tramos de edad			
	18-29	30-39	40 y más	TOTAL
En el COM.CAR.				
1999	68%	19%	14%	100%
2000	65%	19%	16%	100%
2001	66%	19%	15%	100%
2002	66%	19%	15%	100%
En Cárceles Departamentales				
1998	51%	18%	30%	100%
1999	55%	21%	24%	100%
2000	56%	21%	24%	100%
2001	54%	22%	24%	100%
2002	53%	22%	25%	100%

Fuente: Ministerio del Interior, INACRI

La primera es que el sistema de reclusión en nuestro país responde a una organización que supone en primer lugar que todos los establecimientos de reclusión de adultos (18 y más años) dependen del Ministerio del Interior.

Cada una de las Jefaturas Departamentales (19 en total) tiene su propio centro de reclusión que depende de la Jefatura de Policía del departamento, a este subgrupo se lo denomina Cárceles Departamentales. Luego existen 4 Centros –Libertad, COM.CAR. Centros de Recuperación y Cárcel de Mujeres - que dependen de la Dirección Nacional de Cárceles. Los dos primeros son los más importantes, en especial COM.CAR. donde se encuentra más del 80% de la población de la DNC.

La segunda precisión necesaria es que, generalmente, el delincuente es juzgado y recluido en el departamento donde cometió el delito. El caso excepcional es Montevideo, pues las personas privadas de libertad son ubicadas, generalmente, en el COM.CAR. o Libertad y no en su cárcel departamental (Cárcel Central).

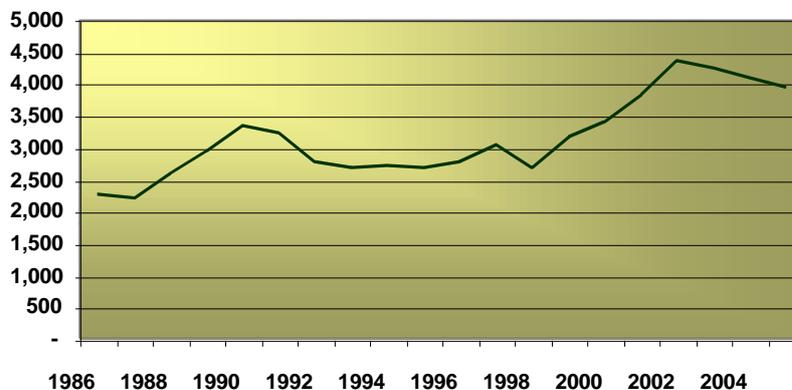
La tercer cuestión es que la edad de imputabilidad en Uruguay alcanza a los 18 años, de forma que las personas con hasta 17 años que hubieran cometido un delito y el juez hubiera dispuesto la privación de libertad, son recluidos en establecimientos dependientes del Instituto Nacional del Menor y los datos presentados no los toman en consideración.

La tabla 4 muestra la composición por edades de la población reclusa. Para el caso de las Cárceles Departamentales corresponde a datos de los ingresos de reclusos de cada año y para el caso del COM.CAR. (asimilable a reclusos de Montevideo) a relevamientos realizados a mitad de cada año de la población alojada.

Notoriamente, la población hasta 29 años de edad explica en ambos casos siempre más de la mitad, e incluso para Montevideo los reclusos jóvenes son 2 de cada 3. Cabe destacar que en el caso del interior se nota en los últimos años un proceso de caída de la edad en los ingresos de reclusos.

Por último, y nuevamente para el caso de Montevideo, conviene

Gráfico 4. Personas Remitidas por la Policía a la Justicia Montevideo 1986 - 2005



revisar qué a sucedido respecto de las personas remitidas por parte de la Policía a la Justicia. Este dato resulta de interés desde el momento que se ha constatado en los párrafos anteriores tanto un aumento de los delitos como de la cantidad de personas (*stock*) privadas de libertad.

Pues bien, la cantidad de personas que resultaron remitidas a la justicia – una vez que fueron detenidas por la Policía, presentan el mismo comportamiento que los delitos y los reclusos en el período considerado, crecen e incluso en el año 2002 casi se duplican respecto del valor inicial de 1986.

En resumen, el fenómeno objeto de estudio presenta cuatro características relevantes en el período analizado, a saber:

- 1. El crecimiento sostenido de las tasas de denuncias de delitos, lo cual muestra el crecimiento descontado del de la población del departamento.**
- 2. En segundo resulta significativo como hecho caracterizador, la participación alta de delitos contra la propiedad en el total de delitos, lo que revelaría un objetivo económico en el acto delictivo.**
- 3. En tercer lugar, lugar la fuerte incidencia del componente de violencia asociado al mismo, el que se visualiza con claridad en el incremento de la tasa de Rapiñas.**
- 4. En cuarto lugar, el claro indicio, a partir del análisis de la población reclusa, de que los victimarios son jóvenes varones menores de 29 años.**

A partir de esta descripción de la realidad, este trabajo pretende identificar los posibles factores explicativos del fenómeno de criminalidad en Montevideo desde la perspectiva de la teoría económica.

Varios trabajos intentan demostrar que la criminalidad y la violencia, pueden ser la consecuencia de niveles excesivos de pobreza relativa y desigualdad, junto con otros factores de índole más sociológica.

Tal como plantea François Bourguignon en “*Criminalidad, violencia y desarrollo inequitativo*, 1999²:

- ¿Los niveles desproporcionados de criminalidad y violencia en estos países (en vías de desarrollo) son en realidad consecuencia de la pobreza y la desigualdad? o más bien ¿Son producto de otros factores más sociológicos y culturales más o menos ortogonales en relación con los factores económicos?. Con respecto al primer caso, ¿se encuentran estas economías atrapadas en algún tipo de círculo

2. Trabajo para ser publicado en las memorias de la conferencia ABCDE realizada en Washington en abril de 1999. Este trabajo está basado en Bourguignon (1998b) que fue escrito como trabajo de base para el Reporte sobre el Desarrollo Mundial, 1999.

vicioso en el cual la violencia socava el clima económico y social, debilita los incentivos económicos y los factores que generan desarrollo, que a su vez conlleva mayores niveles de violencia? -.

El presente trabajo se enmarca en las ideas antes planteadas, aunque tendrá como principal referencia al trabajo de G. Becker (1968)³, a partir del cual los economistas han abordado el tema intentando encontrar explicaciones sobre las causas del crimen y la violencia vinculadas a fenómenos económicos, analizando sus determinantes desde la perspectiva de la decisión racional. Este enfoque pone énfasis tanto en los aspectos vinculados a la disuasión (variables de actuación discrecional para el Estado a través de la acción policial y de la justicia, principalmente), como en aquellos aspectos vinculados a las condiciones socioeconómicas concretas. La disuasión o “hipótesis de la disuasión” como se la denomina desde entonces, cobra sentido a la hora de analizar la evolución de la criminalidad en tanto – y siguiendo a G. Becker (1968) – el criminal es un agente racional capaz de realizar el balance entre los beneficios y costos de cometer un delito, incorporando debidamente en esto los “incentivos” o “señales” respecto a la probabilidad de ser descubierto, capturado y castigado. Por lo tanto toda mejora que se realice en el sistema de disuasión redundará en una menor ocurrencia de delitos. Esta hipótesis, y en especial para el análisis de delitos contra la propiedad o el patrimonio, ha sido complementada con la idea de asociación de la actividad criminal con el comportamiento del mercado laboral y el reparto de la riqueza. Si el delito tiene motivos económicos que lo fundamentan, intuitivamente tenderíamos a identificar como potenciales criminales a aquellas personas pertenecientes a los estratos más pobres, a la vez que esperaríamos más criminales y por ende más delitos cuanto más extendida esté la pobreza y desigualdad⁴. Por lo tanto, en términos sociales, si es que se trata de disminuir o frenar el aumento de la delincuencia – los recursos deben volcarse también a combatir la desigualdad y la pobreza y no sólo a medidas de disuasión.

Siendo ese el principal marco teórico, no obstante cabe desarrollar sucintamente el marco más general del problema a abordar.

3. Becker, Gary S. 1968. “Crime and Punishment: An Economic Approach.” *Journal of Political Economy* 76: 169–217. Reprinted in *Chicago Studies in Political Economy*, edited by G.J. Stigler. University of Chicago Press, 1988.

4. Sin embargo, y a pesar de la coherencia analítica de la hipótesis planteada respecto de que el criminal será probablemente aquel que “no tenga nada que perder y todo para ganar” (Bourguignon et al, *Crimen y Distribución del Ingreso*), corresponde recordar que, siguiendo a R. Kaztman et al (*La Ciudad Fragmentada: Mercado, Territorio y Marginalidad en Montevideo*), los delitos de “cuello blanco” develados en el año 2002 en Uruguay y cometidos por un pequeño grupo de personas de las más altas condiciones socioeconómicas, han ocasionado un daño patrimonial tan generalizado y que ha afectado a tantas personas que posiblemente no logre ser equiparado por la suma de todos los delitos contra la propiedad y el patrimonio cometidos por varias generaciones de necesitados que han poblado y poblarán las cárceles del Uruguay.

III. Marco Teórico

III.1. Tipificación de la violencia

La violencia es un fenómeno complejo y multidimensional. Tanto los comportamientos violentos como sus consecuencias involucran a individuos aislados, las familias, las comunidades y la sociedad. Los criterios más comunes para clasificar la violencia, siguiendo a M.Buvinic, A. Morrison y M.B. Orlando (2002), son:

- Según víctimas de la violencia, siendo los tipos más frecuentes, la violencia generacional (niños, ancianos, jóvenes), la violencia de género (contra las mujeres), contra la propiedad, etc.
- Según los agentes violentos, en este caso se encuentran los individuos, grupos de individuos (pandillas, bandas, etc.), movimiento políticos, movimientos étnicos o religiosos o la violencia desde el Estado (policía o militares).
- Según la intención de la violencia, aquí se subdivide en instrumental (violencia como medio de fines políticos, religiosos, económicos, etc.) o emocional (violencia como fin en sí mismo).
- Según la relación entre víctima y agresor, entonces se clasifican en social o doméstica.
- Otros tipos, como por ejemplo rural o urbana, o por su naturaleza (física, psicológica, etc.).

III.2. Los factores desencadenantes de la violencia y la criminalidad: las principales teorías explicativas

Desde diversas disciplinas se trata de encontrar explicaciones al fenómeno de la violencia, las que suelen poner el énfasis en distintos fenómenos o factores explicativos y determinantes de la misma. En el presente apartado, se realizará una breve presentación de las principales corrientes explicativas dejando para desarrollar las provenientes desde la economía en el siguiente apartado, dado que ese será el marco de referencia de este trabajo.

Dicho lo cual, las principales corrientes se pueden agrupar de la siguiente forma:

Carácter Aprendido de la Violencia: Estos trabajos parten de la premisa: “*la conducta violenta se aprende*”. Para ello basan su trabajo en el estudio del deterioro familiar y su

vínculo con delincuencia. Factores tales como familias desarticuladas, con padre ausente, explican la “carrera delictiva” de los miembros jóvenes del hogar⁵. A estos factores se le suman generalmente otros que influyen en la violencia. Entre los factores que predisponen a los jóvenes a escoger carreras violentas se encuentran las altas tasas de desempleo juvenil, la impunidad en el sistema judicial, y el acceso fácil a alcohol, las drogas y las armas de fuego.

El Capital Social: Estas teorías centran el análisis en las instituciones efectivas de control social, - policía y aparato judicial y penal en el sector público; las iglesias y las organizaciones sociales y comunitarias en el sector privado -. La hipótesis de partida en estos estudios resultan ser aquellas que identifican a que las comunidades con poco o deficiente capital social deben ser más susceptibles a la violencia y confronta el problema de la doble causalidad existente entre ambas variables⁶. También evidencian que la debilidad del capital social y la existencia de capital social perverso para compensar dichas debilidades forman un ambiente propicio para el comportamiento violento.

Propuestas centradas en actores: Este tipo de explicaciones se basan en la aparición de nuevos actores – narcotraficantes, guerrilla y grupos paramilitares - en la escena urbana. Han tenido un importante desarrollo en países centroamericanos y en América del Sur fundamentalmente en Colombia y Perú⁷.

III.3 La explicación desde la economía

Hasta fines de la década de los ´60, el análisis de la criminalidad y el delito era desarrollado principalmente por disciplinas como la sociología y la psicología. No fue hasta la publicación en 1968 de “*Crime and Punishment: An Economic Approach*” de Becker, G. que los economistas dieron relevancia al tema. Desde entonces se han sucedido una serie de trabajos empíricos que abordan el tema desde el marco planteado por el referido autor. Primero aparecieron trabajos en y para países desarrollados (en especial Estados Unidos), para luego aparecer con mayor frecuencia, y sobre todo a partir de la década de los ´90, estudios en países en desarrollo.

5. Para Uruguay Katzman, (1997) encontró similar correlación.

6. Estudios en Jamaica, Moser y Holland (1997), Guatemala, Moser y McIlwaine (2000 a), y Colombia, Moser y McIlwaine (2000 b), reportan que la violencia destruye el capital social

7. Camacho A., 1995 “Cinco tesis sobre el narcotráfico y violencia en Colombia”; Reyes A. (1995) “Paramilitares en Colombia: contexto, aliados y consecuencias” En Rubio M. (1998, 1999) “Crimen con misterio. El problema de calidad en las cifras de violencia y criminalidad en Colombia” y “Crimen e impunidad, precisiones sobre la violencia” el enfoque resta valor a las causas “tradicionales” o las llamadas causas objetivas”

En estos trabajos se parte de que los individuos responden a incentivos económicos para la tomar decisiones racionales, y así incrementar su propio bienestar. Ello supone que, al decir del propio Becker, G. “ *la racionalidad implica que algunos individuos se hacen criminales por las recompensas económicas del crimen comparadas con el trabajo legal, tomando en cuenta la probabilidad de aprehensión, convicción y severidad de las penas*⁸”.

Para intentar una primer aproximación casi intuitiva y de una forma muy simplificada, el modelo⁹ que representa la decisión individual de cometer o no un acto criminal, es aquel donde el agente compara los niveles de utilidad esperada del crimen y de la vida legal, y se expresa de la siguiente forma:

$$(1-p)U(W_c) - pU(S) > U(W)$$

con: W_c = ingresos de la actividad criminal,

W = ingresos de la actividad legal,

S = sanción asociada al delito,

p = probabilidad de ser atrapado y sancionado.

Por tanto, si la utilidad esperada que proporcionarían los ingresos provenientes de la actividad criminal netos de la desutilidad de ser atrapado y sancionado resulta mayor que la utilidad esperada de la actividad legal, entonces el individuo optara por la carrera delictiva.

La explicación pionera, Gary Becker (1968): Se presentará ahora los principales fundamentos del modelo de Becker, G. desarrollado en el citado artículo *Crime and Punishment: An Economic Approach*. El modelo descansa en los supuestos de agentes con comportamiento maximizador y preferencias estables. Asimismo, los individuos enfrentan la necesidad de optar entre asignar su tiempo a actividades de mercado o actividades delictivas, debiendo tomar en cuenta la probabilidad de ser aprehendidos y la severidad del castigo al que quedan expuestos.

Con base en estos supuestos, el autor pretende contestar ¿Cuántos recursos deben emplearse para combatir el delito y cuál debe ser la severidad asociada y qué tipo de castigos deben ser usados?

8. Becker, G. (1993), Nobel Lecture: “The economic way of looking at behavior”. Journal of Political Economy, Vol. 101: pp.385-409. Referencia tomada de Valle Carmona, A. (2000)

9. Ver R. Freeman: “The economics of crime”, Cap. 52 del Handbook of Labor Economics (Volumen 3C), Card y Ashenfelter Editores.

Socialmente, según el autor, el objetivo debe ser minimizar las pérdidas causadas por la comisión de delitos, lo que no implica obviamente hacer que las ofensas sean iguales a cero a cualquier costo. El acto delictivo acarrea costos para la sociedad; tanto económicos (costos de protección, de captura de los delincuentes, de enjuiciamiento y eventualmente reclusión de los ofensores, costo de oportunidad de los delincuentes mientras permanecen privado de libertad), como morales o emocionales (para las víctimas y también para los victimarios). Por lo tanto se trata de minimizar dicha pérdida o costo social, contando para ello con algunas variables bajo control del poder público. Si se asume como una posible función de bienestar social que mide la pérdida social de los delitos (L) con la siguiente forma reducida: $L = L(D, C, bf, O)$

Donde además se cumple que: $\frac{\partial L}{\partial D} > 0$ $\frac{\partial L}{\partial C} > 0$ $\frac{\partial L}{\partial bf} > 0$; entonces el objetivo será seleccionar valores de f y C que minimicen L , siendo esas variables las que pueden ser controladas por la autoridad pública.

Cuál es la definición de los argumentos de L que plantea el autor.

- (D) es el costo neto o daño a la sociedad causado por el delito, el cual se define a través de la diferencia entre el monto social del daño (H) menos el valor social de las ganancias de los delincuentes (G), por lo tanto: $D(O) = H(O) - G(O)$

- (H) depende del nivel de actividad delictiva (O) y además se supone que tiende a incrementarse con el nivel de la actividad delictiva, por tanto: $H_i = H_i(O_i)$ con

$$H_i' = \frac{\partial H_i}{\partial O_i} > 0$$

El valor social de la ganancia de los delincuentes (G), también depende de la actividad delictiva y tiende a incrementarse con la misma: $G = G(O)$ con

$$G' = \frac{\partial G}{\partial O} > 0$$

- Por su parte (C) corresponde al costo de aprehensión y encarcelamiento de los delincuentes. Este costo está relacionado con el nivel de este tipo de actividad que la sociedad realice (A), dado que obviamente cuanto más se gaste en policías, juzgados, y equipamiento especial, menor el tiempo de descubrir a los delincuentes y esclarecer los delitos. Así: $C = C(A)$ con $C' = \frac{\partial C}{\partial A} > 0$

- Por otra parte, bf corresponde al costo social del castigo tanto para el delincuente como para el resto de la sociedad. Los castigos afectan no solo a los delincuentes sino también a otros miembros de la sociedad. No obstante, en esta variable adquiere relevancia el tipo de castigo impuesto al ofensor, dado que por ejemplo, si se tratara de multas a los delincuentes, las mismas son recibidas como renta por otros miembros de la sociedad. Otros castigos, sin embargo, afectan tanto a los otros miembros como a los delincuentes, a modo de ejemplo, el encarcelamiento requiere de guardias, personal, estructura, comida, que es pagado por la sociedad.
- El último argumento de la función L corresponde a la oferta agregada de delitos u ofensas la cual se expresa como: $O = O(p, f, u)$

El autor en su trabajo deriva una función de delitos agregada como la suma de funciones de ofertas individuales: $O_i = O_i(p_i, f_i, u_i)$ con $O_{p_i} = \frac{\partial O_i}{\partial p_i} < 0$ y

$$O_{f_i} = \frac{\partial O_i}{\partial f_i} < 0$$

donde se relaciona el número de delitos de una persona, con la probabilidad de llevarlos a cabo, con el castigo si lo realiza, y con otras variables, como ser el ingreso disponible de esa persona en la actividad legal, la frecuencia de arrestos, y sus deseos de cometer una actividad ilegal. Por tanto, O_i es el número de delitos que cometería la persona durante un período dado, p_i es la probabilidad de aprehensión por delito, f_i el castigo por el delito, y u_i es una variable que representa las otras influencias posibles.. Aunque estas variables no son constantes entre los distintos individuos, por divergencias en la inteligencia, la edad, la educación, los delitos previos, la riqueza, entre otras, Becker considera el promedio de los valores, de p , f , y u .

Vistos los argumentos que definen a (L) , se verá ahora las condiciones de optimización del modelo de Becker. A modo de simplificación se asume que la función de pérdida social es idéntica para el total de la población, resultando:

$$L = D(O) + C(p, O) + bpfO$$

El término $bpfO$ es la pérdida social total del castigo. Las variables directamente relacionadas con el control social son: el monto invertido en combatir los delitos, C ; el castigo por delito, f ; y la forma de castigo, resumida por b . El coeficiente b es asumido como constante y mayor que cero. Por lo tanto, p y f son las únicas variables de decisión, y sus valores óptimos son encontrados diferenciando (L) en con respecto de ellos. De esta forma se obtiene las dos condiciones de optimización de primer orden:

$$\frac{\partial L}{\partial f} = D' O_f + C' O_f + bpf O_f + bpO = 0; \quad \frac{\partial L}{\partial p} = D' O_p + C' O_p + bpf O_p + bpO = 0$$

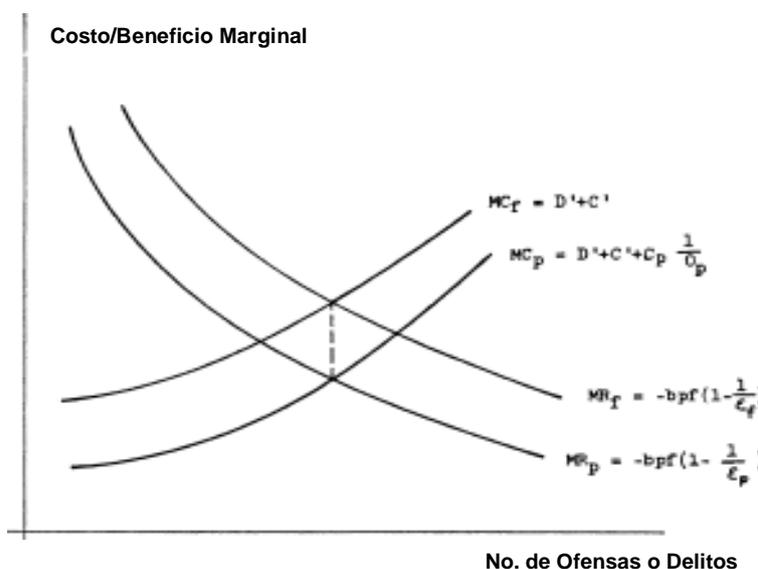
si O_f y O_p son distintos de cero: $D'+C' = -bpf(1 - \frac{1}{\varepsilon_f})$; $D'+C'+C_p \frac{1}{O_p} = -bpf(1 - \frac{1}{\varepsilon_p})$

con $\varepsilon_f = \frac{-f}{O_f} O_f$ y $\varepsilon_p = \frac{-p}{O_p} O_p$. Los términos de la izquierda de cada ecuación dan

el costo marginal de un crecimiento en el número de delitos, O .

A continuación se presenta la representación gráfica del modelo.

Análisis del costo y beneficio marginal del delito



Fuente : Beker, G. "Crime and Punishment: An Economic Approach"

Como se desprende del gráfico, los puntos óptimos se encuentran en las intersecciones entre las condiciones de optimización. Ambos puntos arrojan el mismo número de ofensas, pero en el caso de tomar como variable decisión p (probabilidad de aprehensión) el costo marginal es menor que en caso del manejo de f (castigo por delito).

Las respuesta de Isaac Ehrlich (1973). Este autor, dentro de la misma línea de pensamiento económico de Becker avanza empíricamente sobre los hallazgos del mismo, en la estimación de la función de oferta de delitos u ofensas.

En su trabajo se asume que un individuo racional y optimizador, decide al inicio de cada período determinado, si participa en actividades legales o ilegales. A diferencia de Becker, Ehrlich plantea la posibilidad que los individuos puedan combinar actividades legítimas con actividades delictivas.

Asume como supuestos que no existen costos a la entrada o salida de cada tipo de actividad ni de entrenamiento; además los ingresos en ambas actividades son crecientes con el tiempo dedicado a las mismas (t_L y t_i respectivamente). Asimismo, se asume que los retornos netos esperados de las actividades legales - $W_L(t_L)$ - son ciertos, no así para las actividades delictivas cuyos retornos netos - $W_i(t_i)$ - están condicionados a dos estados posibles: (i) captura y castigo al final del período, con probabilidad subjetiva asociada p_i ; (ii) no ser descubierto ni castigado con probabilidad $1 - p_i$. Además la probabilidad de captura es independiente del tiempo empleado por el individuo en cada actividad.

Si tiene éxito, obtiene el retorno neto indicado precedentemente para actividades ilegales pero, si es descubierto dichos retornos se reducen en una magnitud equivalente a - $F_i(t_i)$ - que incorpora todos los descuentos a causa de su captura y castigo.

Se supone que el individuo se comporta como si estuviese interesado en maximizar su utilidad esperada del plan de consumo en el período. Sea la utilidad esperada en un estado (s) determinado, dado por la función: $U_s = U(X_s, t_c)$, donde X_s corresponde al stock de un bien compuesto, el cual depende de la ocurrencia del estado s ; t_c es el tiempo dedicado al consumo u ocio y por lo tanto U_s es quien transforma a los bienes y el tiempo en flujos de consumo. Con base en los supuestos anteriores existen dos situaciones posibles en términos del bien compuesto X_s

$$X_b = W' + W_i(t_i) + W_L(t_L) \quad \text{con probabilidad } 1-p.$$

$$X_a = W' + W_i(t_i) - F_i(t_i) + W_L(t_L) \quad \text{con probabilidad } p.$$

W' representa las dotaciones iniciales de bienes del individuo, las que se asume fijas e independientes de cualquier estado. Por lo tanto, la utilidad esperada para los dos estados posibles definidos está dada por: $EU(X_s, t_c) = (1-p)U(X_b, t_c) + pU(X_a, t_c)$

El problema se resuelve maximizando esta última función con respecto a la variable de decisión del individuo, que resulta ser el tiempo dedicado a cada actividad, los cuales nunca resultan ser negativos y expresado como restricción son: $t_0 = t_i + t_L + t_c$; así también la resolución del problema requiere tener presente las restricciones indicadas para X_b y X_a .

De las condiciones de primer orden convenientemente trabajadas se puede mostrar que el tiempo asignado al consumo, a las actividades legales y las ilegales deben

satisfacer la siguiente condición:
$$-\frac{w_i - w_L}{w_i - f_i - w_L} = \frac{pU'(X_a)}{(1-p)U'(X_b)}$$

donde $w_i = \frac{\partial W_i}{\partial t_i}$ corresponden a los beneficios marginales de las actividades legales;

$f_i = \frac{\partial F_i}{\partial t_i}$ a la penalización marginal potencial por las ofensas y $w_L = \frac{\partial W_L}{\partial t_L}$ a los

beneficios marginales de las actividades legales. El término de la izquierda de la condición es la pendiente de la frontera de oportunidades, en tanto el término de la derecha corresponde a la pendiente de la curva de indiferencia.

Se puede apreciar de la condición planteada que f_i debe ser mayor que la diferencia entre los beneficios marginales de las actividades ilegales y legales. De no ser así las oportunidades marginales ilegales dominarían a las legales y se daría una especialización cierta de los individuos en la delincuencia. Por su parte, se requiere que los beneficios marginales de las actividades ilegales (sujetos a contingencia) excedan siempre a los de las actividades legales (siempre ciertos), lo que es consistente con la idea de que a mayor riesgo mayor ganancia esperada.

Por lo tanto, este modelo indica que los individuos se especializarán en actividades ilegales dependiendo de su postura hacia el riesgo así como el retorno relativo esperado de cada tipo de actividad (ilegal o legal). Que el crimen resulte rentable o no en términos de retornos marginales esperados dependerá de las actitudes hacia el riesgo de cada individuo. Dado que en el equilibrio los retornos marginales esperados del delito podrían exceder, ser iguales o menores que los de las actividades legítimas, dependiendo si el individuo es adverso, neutral o amante al riesgo respectivamente.

Asimismo, a partir del modelo pueden explicarse algunas situaciones: por ejemplo, un aumento en la probabilidad de ser descubierto y capturado (p_i) o en su defecto un incremento en la severidad del castigo (f_i), disminuyen los incentivos a participar en actividades delictivas dado los aumentos en los costos marginales, aunque el efecto dependerá de la actitud de los individuos frente al riesgo.

Si el individuo es propenso al riesgo, un aumento en f_i no lo desestimula, incluso lo puede alentar a cometer más crímenes. Notoriamente, la toma de riesgo (la actitud individual frente al mismo) se materializa en f_i que representa el castigo por el delito marginal. Por lo tanto en el caso de que el individuo tenga preferencias por el riesgo debería modificarse p para obtener como resultado el aumento del costo marginal.

Esta situación ayuda a entender los casos en donde los aumentos de las penas no tienen como respuesta una baja en la ocurrencia de los delitos, según este modelo, no se trata de una falta de respuesta racional de los individuos a los incentivos (los delincuentes siguen siendo agentes racionales), sino que tal comportamiento es consistente con las preferencias de los individuos por el riesgo. Siguiendo el mismo razonamiento, si el individuo es neutral al riesgo, resulta lo mismo modificar p o f_i ; en tanto que, si los individuos son adversos al riesgo el cambio en f_i tiene mejores resultados que en p .

Otro resultado visible del modelo es que cualquier situación que provoque un aumento en la diferencia entre los retornos marginales esperados por actividades ilegales frente a las legales, tendrá como resultado un aumento en el tiempo dedicado al delito y por ende un aumento en la cantidad de delitos.

La propuesta de este trabajo: Reseñados entonces los principales modelos teóricos desde la corriente económica, este trabajo se propone estimar una función que relacione la oferta de delitos (o participación en actividades ilegales) con un conjunto de variables explicativas.

Cabe destacar que dicha función de oferta no es observable, como tampoco lo son las variables caracterizadoras de las conductas de los individuos relevantes a los efectos de este análisis; propensión al riesgo y probabilidad subjetiva asignada a ser descubierto.

Respecto de las variables explicativas, a partir del marco teórico reseñado las mismas se pueden agrupar en las siguientes categorías: (a) vinculadas a la retribución esperada por la comisión de un delito o actividad ilegal, (b) Costo de oportunidad del tiempo dedicado a delinquir o a actividades legales, (c) vinculadas a la probabilidad de captura y (d) Costo esperado de la sanción. Se tratará entonces de identificar aquellas variables que, en principio, se presume más vinculadas con cada uno de los argumentos planteados por el modelo teórico, así como los resultados esperados.

En primer lugar, la cantidad de tiempo invertido y los recursos destinados en actividades delictivas por cada uno de los delincuentes de una sociedad en un período determinado¹⁰ se especificarán a través de la cantidad de delitos cometidos en un período determinado (en realidad se utilizarán tasas de delitos y no valores absolutos de los mismos, siguiendo los antecedentes de trabajos empíricos al respecto).

10. Como se dijo no son observables directamente ni son constantes entre cada uno de los individuos, por tanto se trabajará a los efectos de la agregación bajo el supuesto de valores promedio.

En referencia ahora a las variables explicativas vinculadas a los retornos del delito, se utilizará los niveles de ingreso, descartando el uso de variables como el grado de urbanización, que en otros trabajos similares resultan ser incorporadas (Jean, 1998 y Glaeser y Sacerdote, 1996) donde se analizan simultáneamente varias regiones, siendo que en este trabajo pierden sentido por tratarse del análisis de la criminalidad en una sólo unidad geográfica¹¹.

Volviendo al ingreso, y de la revisión de antecedentes, en una región y un tiempo determinados, el nivel de ingresos tiene efectos directos sobre las decisiones de realizar actos criminales. Si se registran niveles de ingreso altos, los incentivos para cometer crímenes también son mayores, ya que en este caso el botín esperado llega a ser mayor por cada acto cometido, por tanto se relaciona positivamente con el nivel de delitos (Erlich, 1973). Pero también altos niveles de ingreso hacen que la diferencia entre los retornos esperados de actividades ilegales y legales se reduzca y para un nivel de costo de sanción dado, los delitos bajen (este efecto del ingreso con el tiempo dedicado al crimen se vincula también al costo de oportunidad).

En el caso del costo de oportunidad, entendido como el ingreso que el individuo pierde de obtener por dedicarse a la actividad ilegal en detrimento de actividades legales, individuos con bajos costos de oportunidad serán los que respondiendo racionalmente opten por la actividad delictiva, ya que la misma promete mayores ingresos (recordando que este es uno de los supuestos de trabajo). Costos de oportunidad de tiempo bajo se corresponden con bajo ingreso esperado por actividades legales (bajos salarios, baja productividad, baja educación, etc.). Por ello son relevantes para el análisis variables relacionadas al desempleo, nivel de actividad, desigualdad en la distribución del ingreso, niveles de pobreza relativa.

Nuevamente de la revisión de antecedentes, bajos niveles de ingreso en actividades legales (salario esperado) hacen que los incentivos de cometer actos ilegales sean mayores, ya que se tiene poco que perder si la persona es capturada y condenada. En relación a la desigualdad de la distribución del ingreso y el nivel de actividad económica, Fajnzylber et. al. (1996), se hace un trabajo empírico sobre los determinantes de las tasas del crimen en América Latina, utilizando una base de datos de panel, estudiando, entre otras cosas, la desigualdad del ingreso y su efecto en las tasas del crimen, y el crimen y su relación con la actividad económica. En Fajnzylber, Lederman y Loayza, (2001) se realiza un estudio sobre los determinantes macroeconómicos de la violencia a nivel mundial, empleando un panel de 45 países

11. Las referencias bibliográficas de este párrafo fueron tomadas de Valle Carmona, A. Gaceta de Economía, Año 6, Num. 11 (pág. 169-198).

durante el período 1970-1994, estudiando las relaciones entre violencia, tasa de crecimiento del Producto Interno Bruto, la desigualdad de ingresos y tasas de escolaridad.

Respecto al desempleo, la relación esperada con el delito es positiva ya que mientras las oportunidades de empleo a nivel general estén comprometidas (tasas altas de desempleo), los salarios legales esperados serán menores y por ende el costo de oportunidad baja. Resultados de este tipo encuentran Yamada, T. et al (1993) y Raphael, S y Winter, R. (1998), no así Erlich, I. (1973) donde el papel de la tasa de desempleo como determinante de la tasa de delincuencia en Estados Unidos, era poco significativo¹².

Otros factores asociados al costo de oportunidad son la pobreza (ingreso por debajo del necesario para satisfacer determinado nivel relativo de necesidades) y la desigualdad (inequidad relativa en la distribución del ingreso) presentando, según los antecedentes, relaciones positivas con los delitos. Un individuo pobre tiene menores costos de oportunidad al invertir en actividades ilegales dado que tiene más para ganar que perder, dado que es muy grande la diferencia entre los retornos marginales esperados por cada tipo de actividad, ilegal y legal. Por su parte, la delincuencia se relaciona positivamente con la desigualdad en tanto nuevamente los costos de oportunidades son menores para los individuos menos favorecidos, pero además incide fuertemente la comparación que estos hacen con el resto de los individuos de la sociedad. Resultados de este tipo para el caso de México fueron encontrados por Jean, M. (1998)¹³.

12. Idem nota al pie anterior.

13. Idem anterior.

Por su parte, respecto de la probabilidad de captura y sanción, a nivel individual y quedando todo lo demás constante, un aumento en las mismas se espera que incida bajando la cantidad de tiempo dedicado al delito, ya que aumentarían los costos directos del crimen produciendo un aumento del precio relativo del delito respecto al de las actividades legales, que son su sustituto en el modelo. Por tanto se puede modificar el “precio del delito” tanto mediante medidas de disuasión vinculadas a la probabilidad p de ser arrestado y que generalmente se relacionan con la eficacia de las instituciones policiales como a través de la sanción por la comisión de delitos (medida punitiva y severidad de la misma). Entonces, cuanto mayor sea la eficiencia de la policía y cuanto más sentencias y más severas sean éstas (por ejemplo encarcelamiento), mayores serán los costos de cometer actos criminales, y por tanto menor será la cantidad de delitos esperados.

Tanto Becker (1968) como Erlich (1973) analizaron las relaciones de estas variables con los niveles de delito en Estados Unidos, concluyendo ambos que mantienen una relación inversa, teniendo un efecto negativo sobre el nivel de delitos. El trabajo de Fajnzylber et al. (1996) para América Latina, encuentra que los factores disuasivos son significativos en la reducción de la tasa del crimen. Pero, en otro trabajo, Freeman (1996) observa que a pesar del aumento fuerte en el encarcelamiento en Estados Unidos desde la mitad de los 1970s hasta la mitad de los 1990s, no hay una reducción en iguales proporciones en las tasas de crimen.

Teniendo en cuenta que, como ya fuera enunciado, éstas resultan ser las variables de control de política pública, los reclamos de los ciudadanos generalmente expresan demandas de más aprehensiones y más severidad en los castigos. Sin embargo, subir el “precio del delito” mediante este tipo de medidas resulta socialmente costoso (vinculados a p : más personal policial, mejor equipamiento, desarrollos tecnológicos de última generación; vinculado al costo de la sanción: más y mejor sistema judicial, más cárceles, más costos de mantenimiento de personas privadas de libertad, etc.), por tanto la autoridad pública deberá optimizar la elección del nivel de disuasión a implementar, o sea aquel que disminuya el nivel de delincuencia (haciendo lo más alto posible el precio del delito) al menor costo posible.

IV. El modelo de análisis

Como ya se ha expresado, este trabajo se propone analizar los determinantes económicos de la criminalidad en Montevideo. Por lo tanto se trata de analizar, cuál es la influencia de los factores económicos - los niveles de ingreso, la distribución del ingreso, el mercado de trabajo en la ocurrencia del delito, pero también los factores disuasivos – desempeño policial para identificar y capturar a los delincuentes y la labor de la justicia vinculada a los procesamientos con prisión de los victimarios - que resultan ser los elementos tenidos en cuenta por este enfoque teórico privilegiado.

A los efectos de su análisis, la criminalidad se entenderá a partir de los siguientes conceptos:

- a) **Según las víctimas:** se concentrará en los delitos contra la propiedad. Por lo tanto no se considerarán aspectos vinculados con la violencia de género o generacional.
- b) **Según la intención:** se analizará la criminalidad instrumental con fines económicos, descartando otros fines posibles (políticos, religiosos, etc.) y la criminalidad emocional.
- c) **Según la relación entre víctima y agresor:** el fenómeno estudiado corresponde al clasificado como social, no incorporando por ende el de violencia doméstica o familiar.
- d) **Según características geográficas:** el análisis refiere a la criminalidad en áreas urbanas. Cabe destacar que se hará abstracción de realidades suburbanas o rurales en Montevideo, considerando a este departamento como una unidad urbana en su totalidad a los efectos analíticos, haciendo total abstracción de peculiaridades subdepartamentales o zonales.

Hechas estas precisiones, y recordando que para este trabajo se tomarán como relevantes aquellas variables explicativas vinculadas con el fenómeno de la criminalidad (las relacionadas con W_c , W , S y p del modelo simple presentado al inicio del capítulo III); a continuación se presentan las variables relevantes a utilizar y los resultados esperados en este trabajo, teniendo como referencia los antecedentes de otros trabajos similares realizados para otros países, dado que en Uruguay son casi inexistentes.

- Para el caso del ingreso como variable determinante de la criminalidad, cierta dualidad en los resultados esperados. A nivel micro se esperaría que bajos niveles de ingreso en actividades legales le corresponderían mayores niveles de

delincuencia dado los menores costos de oportunidad asociados (relación negativa entre niveles de ingreso y actividades ilegales). Por otra parte, de registrarse niveles de ingreso altos, la recompensa esperada es mayor (relación positiva). A nivel macro, en Fajnzylber, Lederman y Loayza, (2001), a partir del estudio sobre los determinantes macroeconómicos de la violencia a nivel mundial, empleando un panel de 45 países durante el período 1970-1994, donde analizan las relaciones entre violencia, tasa de crecimiento del Producto Interno Bruto, la desigualdad de ingresos y tasas de escolaridad encuentran que el crimen tiende a ser anti-cíclico, es decir que cuando la economía mejora el crimen disminuye, y cuando la economía empeora, el crimen aumenta. Por el contrario, autores como M. Rubio (1998, 1999)¹⁴ afirman que el crimen es una consecuencia del avance económico o sea un “precio del progreso”, sobre todo en sociedades capitalistas en desarrollo donde se ligó de forma tal a la modernización o avance que se la ha sugerido como un indicador de crecimiento.

- Con relación a la desigualdad de la distribución del ingreso, en Fajnzylber et. al. (1996, 1998, 2000), en trabajos empíricos sobre los determinantes de las tasas del crimen en América Latina, encuentra que medidas de desigualdad en la distribución del ingreso nacional son determinantes robustos de las tasas de homicidios y de robos a nivel nacional; en otras palabras la desigualdad del ingreso aumenta las tasas del crimen. Cabe destacar que en estos estudios la pobreza no importó en términos explicativos de la criminalidad.
- Respecto a variables relativas al mercado de trabajo, se esperaría encontrar una relación positiva de la criminalidad con tasas de desempleo específicas de las cohortes más jóvenes de la población masculina, basándose en la evidencia de que mayoritariamente los detenidos y remitidos a la justicia son jóvenes varones menores de 30 años, al igual que la abrumadora mayoría de la población reclusa (procesados con privación de libertad)¹⁵. Varios estudios, principalmente realizados para ciudades de Estados Unidos, muestran evidencia del descenso en las tasas de delincuencia relacionada a mejoras en los niveles de ocupación de la población joven y un aumento del salario mínimo de la economía que es el que frecuentemente obtiene como retribución una persona joven. Otros autores como Golbert, L y Kessler, G. luego de revisar varios trabajos sostienen que en este

14. La referencia al citado autor es tomada de Ugo Pipitone, *Economía de la Violencia* (1997).

15. Esta misma relación pero vista desde el lado de la víctima muestra que en varios estudios recientes realizados en América Latina (El Salvador, Brasil – Río de Janeiro y San Pablo -, México - Ciudad de México - y Perú – Lima -) citados en D. Lederman, en conferencia internacional del Banco Mundial (Mayo 2000): “Crimen y Violencia: Causas y políticas de Prevención”, encontraron una conexión entre empleo y la probabilidad de ser víctima, los empleados tiene más probabilidad de ser víctimas que los desempleados.

tema con el único consenso que se cuenta es con el de la duda. Indican que hasta la década de los '80, los trabajos parecían mostrar la relación positiva entre desocupación y delito indicada precedentemente. No obstante, en los últimos años no resulta tan robusta esta relación, incluso señalan que existen estudios específicos basados en los victimarios que indican que éstos comienzan su carrera delictiva antes de entrar al mercado de trabajo, lo que rompe la lógica subyacente de que los desocupados (y en especial jóvenes) son los delincuentes.

- Con relación a las variables asociadas a la actuación policial, como por ejemplo las detenciones y las posteriores remisiones a la justicia de las personas detenidas, es dable esperar una relación negativa con los delitos, o sea que a mayor cantidad de detenciones y remisiones a la justicia menor ocurrencia de delito. Estos resultados se basan fundamentalmente en las teorías de la disuasión de la actuación policial hacia los delincuentes, en tanto afecta a p , así también en el hecho que mayores detenciones y remisiones quitan de circulación a los delincuentes afectando la cantidad de ofensores disponibles. Sin embargo, no se puede desconocer una posible relación positiva de la actuación policial pero no ya con la actividad criminal sino con la denuncia efectiva por parte de la víctima del delito. Este hecho podría provocar un aumento de la tasa de delitos medida mediante la denuncias. Cuál es el sentido de esta especulación y hasta dónde es relevada por estudios consultados. Siguiendo a D. Lederman, en conferencia internacional del Banco Mundial, (Mayo 2000): "*Crimen y Violencia: Causas y políticas de Prevención*", quien refiere a trabajos de R. Guerrero y A. Del Fratte, América Latina presenta los niveles más altos de no denuncia de delitos por parte de las víctimas (según Naciones Unidas, "Global Report on Crime and Justice, 1999), parte de este comportamiento se adjudica a la baja confianza en la institución policial, por tanto medias tendientes a mejorarla producirían como efecto un aumento en las denuncias, las que serían recogidas en las tasas de denuncias como un aumento espurio de las mismas. Para poder aislar este fenómeno y eventualmente incorporar las debidas correcciones en las series de denuncias de delitos, se debería contar con encuestas regulares de victimización y confianza en la policía. Sobre estos aspectos se volverá en el siguiente apartado.
- Respecto de la actuación de la justicia se tomará como relevante la cantidad de personas privadas de libertad. Notoriamente, quién decide si una persona tiene que permanecer en un centro de reclusión es la justicia, pero quién se encarga de atraparlos es la policía, por lo tanto existe una fuerte relación entre las dos variables vinculadas a la actuación policial con la tomada para la justicia. Claro

está que las primeras son variables de flujo, en tanto la cantidad de reclusos es de stock. La relación esperada entonces entre los delitos y la cantidad de personas privadas de libertad debería ser inversa, dado que más cantidad de reclusos refleja mayor eficiencia de la actuación policial y judicial, así como eventualmente aumento de penas con privación de libertad, todo lo que influye en el aumento de los costos de oportunidad de los delincuentes.

- Respecto de otras variables asociadas al fenómeno delictivo, que son indicadas como relevantes por teorías de corte más sociológico, se tomarán algunas vinculadas al grado de estructuración familiar en un sentido amplio, no sólo en términos de composición sino capacidad de regulación de los comportamientos de sus integrantes, partiendo nuevamente de la premisa que los delitos violentos contra la propiedad son cometidos fundamentalmente por varones jóvenes pertenecientes a estratos más desfavorecidos. Por ello, y al decir de las teorías los resultados deberán mostrar que a mayor grado de desestructuración familiar le corresponden mayor cantidad de delitos. Por ejemplo y al respecto G. Kessler¹⁶ plantea que - a partir del análisis un grupo de jóvenes con problemas con la ley - independientemente de que estos jóvenes provengan de familias "intactas" (en el sentido de su composición o estructura), la característica común en todas ellas es la fuerte dificultad de control de las mismas sobre las actividades de los jóvenes. Esta dificultad, según el autor, se plasma de dos formas, por un lado el poco conocimiento de los padres del accionar de los hijos y el segundo, el fracaso en los medios de regulación interna (familiar) del comportamiento de estos miembros. Cabe destacar que, este tipo de análisis requiere aplicar metodologías cualitativas (entrevistas en profundidad a una muestra de jóvenes infractores, etc.) ajenas a los alcances de este trabajo.

Habiendo reseñado los resultados esperados según indican la teoría y los antecedentes revisados, corresponde mediante una mirada inicial de la evolución de las variables seleccionadas y que se presentan en datos anuales en la Tabla 5, la pertinencia de las hipótesis planteadas para Uruguay, y en particular en la capital.

Por un lado, las variables económicas a las que recurre el enfoque teórico propuesto – nivel de actividad económica, nivel de ingreso de los hogares, distribución del ingreso, mercado de trabajo, etc. – vinculadas a W_c y W , han registrado una evolución que permiten plantear como hipótesis para el trabajo que la trayectoria de la criminalidad, medida mediante las tasas de Rapiñas muestra cierta independencia de las tasas de

16. G. Kessler y L. Golbert, "Cohesión Social y Violencia Urbana: Un estudio exploratorio sobre Argentina a fines de los 90"

crecimiento del PBI e incluso del nivel de ingreso promedio de los hogares, dado que en principio parece más vinculada a la distribución del ingreso y a la evolución específica de los ingresos de ciertos estratos socioeconómicos de forma que a mayor desigualdad en los ingresos de los hogares mayor ocurrencia de delitos.

Asimismo, respecto a variables relativas al mercado de trabajo, vinculadas a W_c y W , se esperaría encontrar una relación positiva de la criminalidad con tasas de desempleo específicas de las cohortes más jóvenes de la población masculina, basándose en la evidencia de que mayoritariamente los detenidos y remitidos a la justicia son jóvenes varones menores de 30 años, al igual que la abrumadora mayoría de la población reclusa (procesados con privación de libertad).

Con relación a la actuación policial, la que se asocia a S y p , la evolución de la cantidad de detenidos parece alejarse de las hipótesis teóricas, en tanto muestra una tendencia decreciente, no así la cantidad de remitidos a la justicia una vez que resultaron detenidos. Si bien estos aspectos serán retomados en capítulos posteriores, cabe indicar que el comportamiento de estas variables con relación a la trayectoria de la tasa de Rapiñas en Montevideo, resultan un poco llamativos pues no se ajustan, en principio, a lo previsto por las teorías analizadas.

Algo similar sucede con relación a la cantidad de reclusos (que se asocia principalmente a S), pues acompaña sistemáticamente a la evolución de la tasa de Rapiñas. Sobre este aspecto también se volverá más adelante.

A continuación, en la Tabla 5 se presentan la serie anual de algunas variables que permiten tener una idea primaria de lo planteado hasta el momento, para posteriormente hacerlo mediante gráficos en donde las mismas variables se presentan en sus valores trimestrales para el período analizado.

Tabla 5

Evolución de variables seleccionadas en el periodo 1986 – 2005

Año	Trap	ypyr	ypyma	TDHM	TDH24M	TDMM	TDJHM	DET	REM	REC	IVFpbi	IVFcon	IVFcom
1986	17.9	32.4	56	8.1	19.1	14.2	3.1	99,215	2,266	0	111.1	69.9	124.2
1987	11.4	31.3	55	6.8	18.9	12.5	3.5	100,689	2,202	0	119.9	86.2	133.7
1988	9.5	31.3	56	6.7	20.6	12.2	3.5	93,609	2,601	2.104	119.7	91.8	131.6
1989	13.2	30.2	54	6.6	19.7	11.2	2.6	75,076	2,963	2.244	121.0	93.5	130.8
1990	16.4	31.2	56	7.3	23.7	11.8	3.0	58,991	3,343	2.791	121.3	81.3	129.2
1991	15.8	31.7	56	7.1	21.5	11.3	3.0	53,022	3,220	3.148	125.7	90.7	140.5
1992	16.3	30.5	55	6.7	20.3	11.9	2.8	49,190	2,785	3,129	135.6	104.9	159.5
1993	20.3	32.8	58	6.3	19.8	10.9	2.5	51,969	2,700	3,149	139.2	122.6	186.2
1994	20.0	28.3	52	6.9	21.4	11.9	2.9	49,274	2,721	3,229	149.3	133.0	206.8
1995	30.1	27.7	53	8.4	22.7	13.6	3.9	48,388	2,699	3,262	147.2	119.3	186.9
1996	36.1	27.1	52	10.5	25.5	14.5	5.2	47,918	2,796	3,341	155.4	117.2	198.1
1997	36.9	28.1	53	9.2	22.9	14.6	4.6	48,624	3,060	3,536	163.2	119.9	215.5
1998	25.1	26.8	51	8.1	22.5	12.7	4.1	45,359	2,709	3,989	170.6	131.7	220.7
1999	33.4	27.0	53	9.3	23.9	14.8	5.1	46,253	3,174	4,115	165.8	143.5	213.2
2000	39.0	27.3	53	10.9	27.4	17.2	5.8	49,790	3,410	4,368	163.4	127.6	201.9
2001	39.3	27.9	54	11.6	31.0	19.7	6.8	29,046	3,829	5,036	157.9	116.4	195.5
2002	55.8	28.2	54	14.1	34.3	20.3	8.0	45,522	4,371	5,914	140.4	90.9	147.6
2003	45.7	27.7	54	14.0	35.3	19.6	7.7	53,179	4,240	6,901	143.5	84.4	146.2
2004	48.4	26.9	53	10.8	29.8	15.3	5.9	80,946	4,102	7,139	160.5	90.8	177.4
2005	55.6	26.3	51	9.7	26.9	14.1	5.3	45,244	3,946	7,005	171.0	95.0	197.9

Fuente: Elaboración propia basándose en datos del INE, BCU, Ministerio del Interior

Con:

TRAP = Tasa de rapiñas (cantidad de denuncias de rapiñas cada 10.000 habitantes residentes) en Montevideo.

ypyr = Ingreso del 1er. quintil sobre ingreso de 5º quintil de los hogares s/ valor locativo en Montevideo.

ypyma = Ingreso del 1er. quintil sobre la mediana de los ingresos de los hogares s/ valor locativo en Montevideo.

ymemcte = Ingreso medio de los hogares de Montevideo s/ valor locativo (2001 =100).

TDHM = Tasa de desocupación masculina en Montevideo.

TDH24M = Tasa de desocupación masculina para menores de 24 años en Montevideo.

TDMM = Tasa de desocupación mujeres en Montevideo.

TDJHM = Tasa de desocupación Jefe de Hogar en Montevideo.

DET = Cantidad de personas Detenidas en Montevideo.

REM = Cantidad de personas Remitidas en Montevideo.

REC = Cantidad de población reclusa en Uruguay.

IVFpib = Índice de Volumen Físico del Producto Bruto Interno de Uruguay.

IVFcon = Índice de Volumen Físico del Sector Construcción.

IVFcom = Índice de Volumen Físico del Sector Comercio.

V. Estrategia Empírica

En primer lugar se presentarán los indicadores seleccionados que se utilizarán para analizar, por un lado la evolución de los delitos en Montevideo, para luego presentar aquellos vinculados a los factores económicos que presumiblemente explican el comportamiento delictivo, así como aquellos asociados a la actuación policial y de la justicia. Posteriormente, se realiza el análisis univariante del indicador seleccionado como asociado a la criminalidad. Como se podrá apreciar más adelante se derivan dos cuestiones importantes, por un lado no fue posible identificar un comportamiento de tipo autorregresivo que indique que los delitos de rapiña de períodos anteriores expliquen los niveles presentes y por el otro la estacionalidad del fenómeno. Por último se realiza el análisis multivariante mediante la aplicación de la metodología de cointegración (Johansen, 1995) y de un vector autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM), utilizando todas las variables que se presentan a continuación.

V.1 Presentación de las variables

En este apartado se presentan las variables, indicando su fuente, la frecuencia utilizada y el período. Asimismo se desarrollará, cuando corresponde, algunos elementos metodológicos tomados en consideración en la selección de los indicadores utilizados.

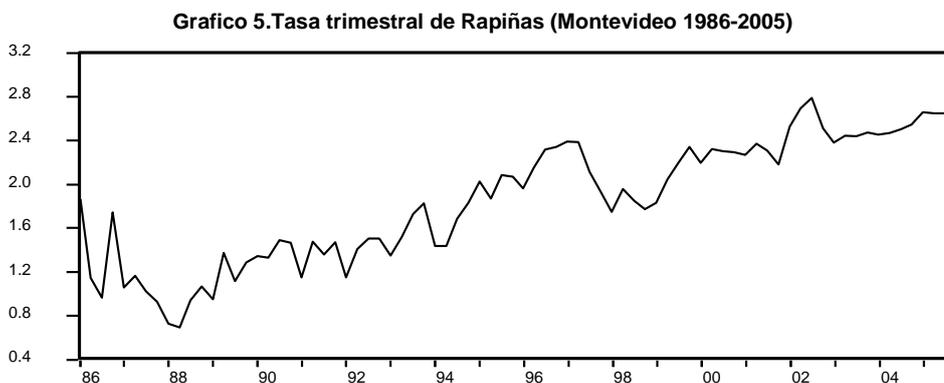
V.1.1 Indicadores para la variable dependiente

1. TASA DE RAPIÑAS EN MONTEVIDEO CADA 10.000 HABITANTES (promedio trimestral de la cantidad de denuncias de rapiñas sobre el total de la población de Montevideo, sobre 10.000)

Fuente: Ministerio del Interior, Instituto Nacional de Estadística

Frecuencia: Trimestral

Período: I-1986 a IV-2005



V.1.2 Indicadores para las variables explicativas

Descriptivas del nivel de ingreso de los hogares y de la distribución del mismo

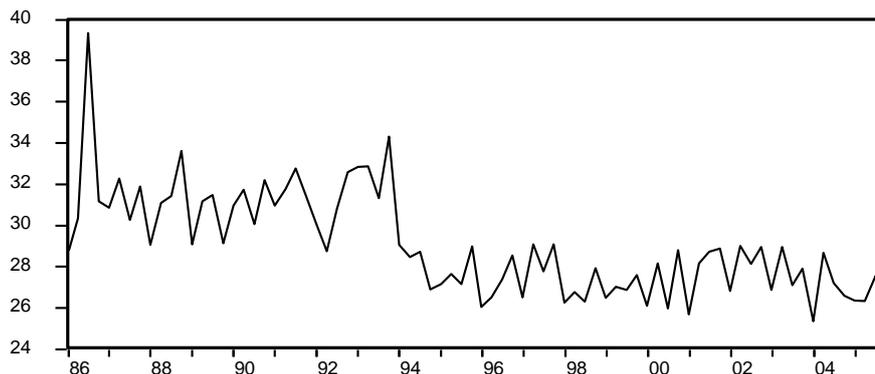
1. **ypyr**: INDICADOR (1) DE DESIGUALDAD EN EL INGRESO DE LOS HOGARES DE MONTEVIDEO; (cociente entre los ingresos promedios del límite superior del primer quintil y el límite inferior del último quintil, en %)¹⁷

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

Frecuencia: Trimestral

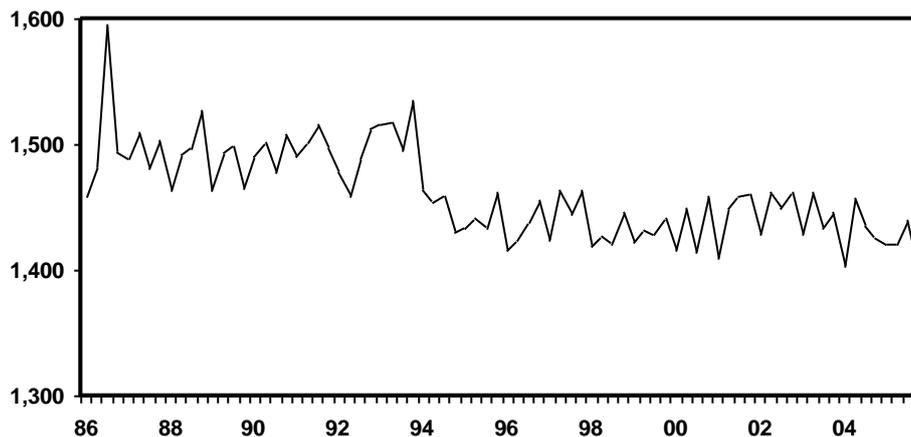
Período: I-1986 a IV-2005

Gráfico 6. Indicador de Desigualdad 1 (Montevideo 1986 – 2005)



En el caso de esta serie se trabajará con su transformación logarítmica;

Gráfico 7. Logaritmo Indicador Desigualdad (1). Montevideo 1986-2005



2. **ypyma**: INDICADOR (2) DE DESIGUALDAD EN EL INGRESO DE LOS HOGARES DE MONTEVIDEO (cociente entre los ingresos promedios del límite superior del primer quintil y el valor de la mediana del ingreso de los hogares, en %)

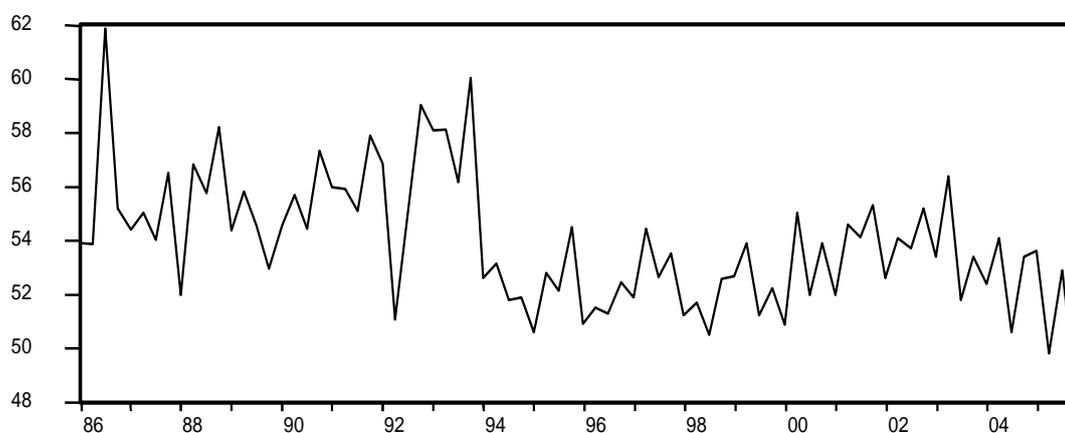
Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

17. En rigor, se trataría de un indicador de igualdad más que de inequidad, ya que un aumento de dicha proporción indicaría un incremento de los ingresos de los hogares de los más pobres respecto de los más ricos.

Frecuencia: Trimestral

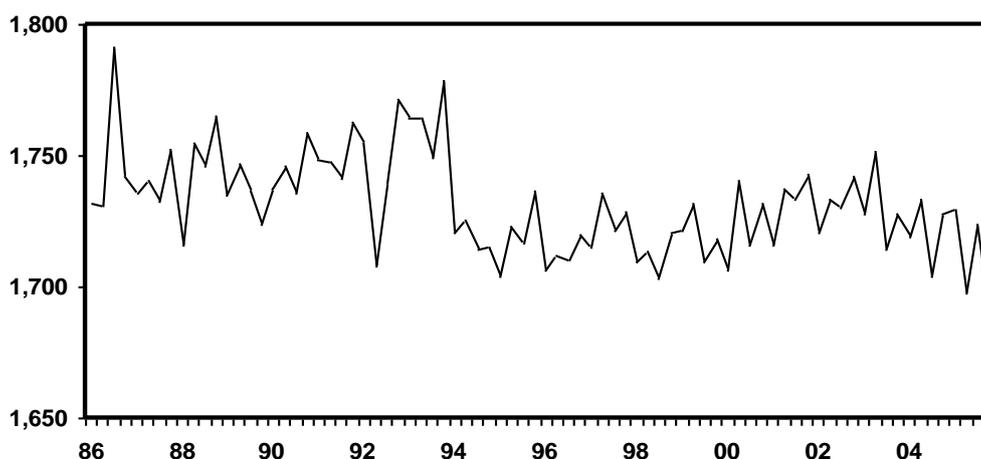
Período: I-1986 a IV-2005

Gráfico 8. Indicador de Desigualdad 2. (Montevideo 1986 – 2005)



En el caso de esta serie se trabajará con su transformación logarítmica;

Gráfico 9. Logaritmo Indicador Desigualdad (2). Montevideo 1986-2005



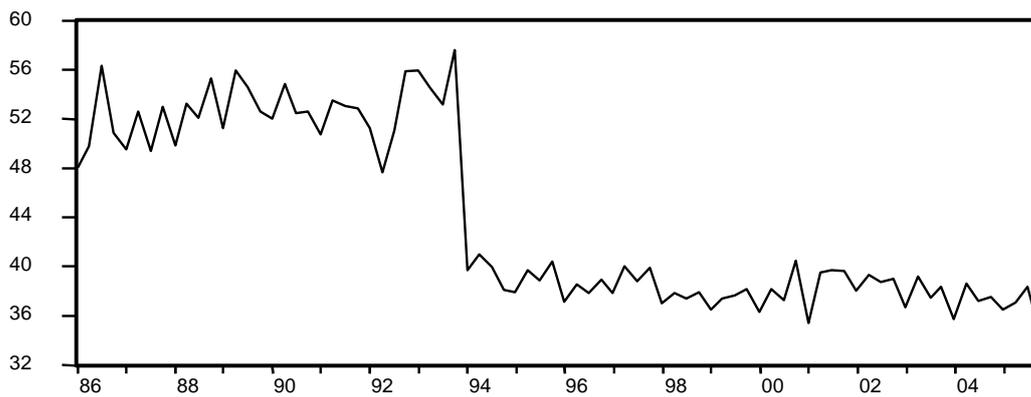
3. **ypyme:** INDICADOR (3) DE DESIGUALDAD EN EL INGRESO DE LOS HOGARES DE MONTEVIDEO (cociente entre los ingresos promedios del límite superior del primer quintil y el valor de la media del ingreso de los hogares, en %)

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

Frecuencia: Trimestral

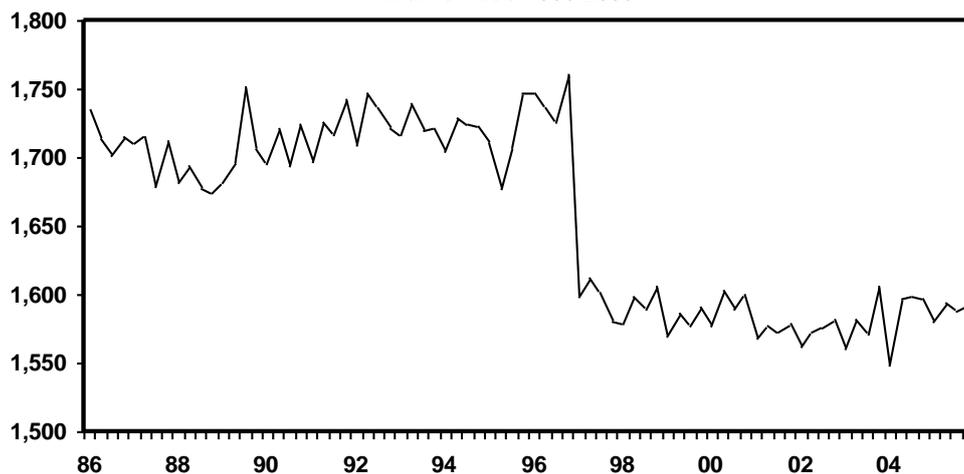
Período: I-1986 a IV-2005

Gráfico 10. Indicador de Desigualdad (3). Montevideo, 1986 – 2005



En el caso de esta serie se trabajará con su transformación logarítmica;

**Gráfico 11. Logaritmo Indicador Desigualdad (3).
Montevideo 1986-2005**



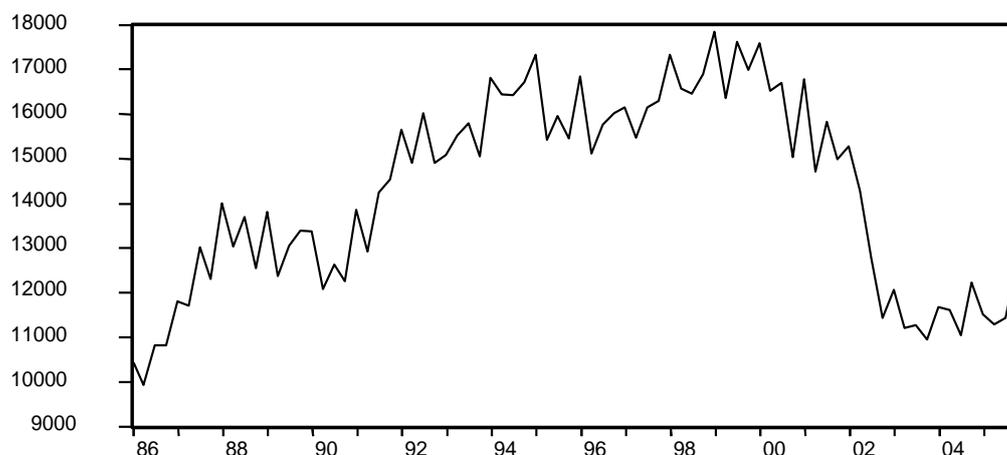
4. **y_{memcte}**: INGRESO MEDIO CONSTANTE DE LOS HOGARES DE MONTEVIDEO (valor constante del ingreso medio de los hogares, Base 2001)

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

Frecuencia: Trimestral

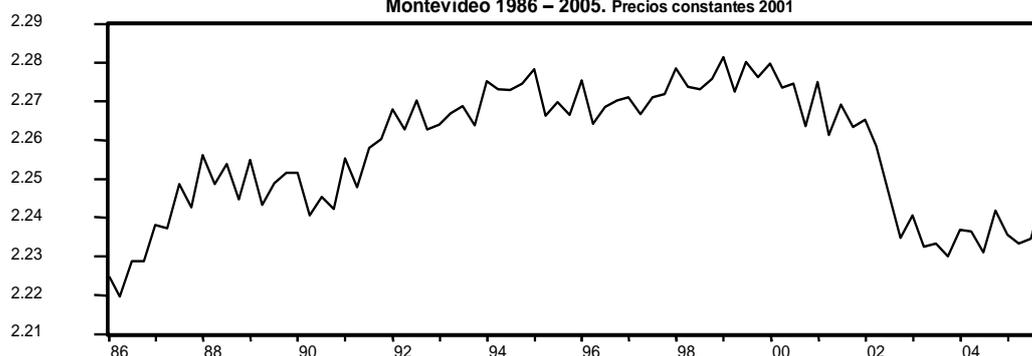
Período: I-1986 a IV-2005

**Gráfico 12. Ingreso Medio de los Hogares.
Montevideo 1986 – 2005 Precios constantes 2001**



En el caso de esta serie se trabajará con su transformación logarítmica;

**Gráfico 13. Logaritmo Ingreso medio de los Hogares.
Montevideo 1986 – 2005. Precios constantes 2001**



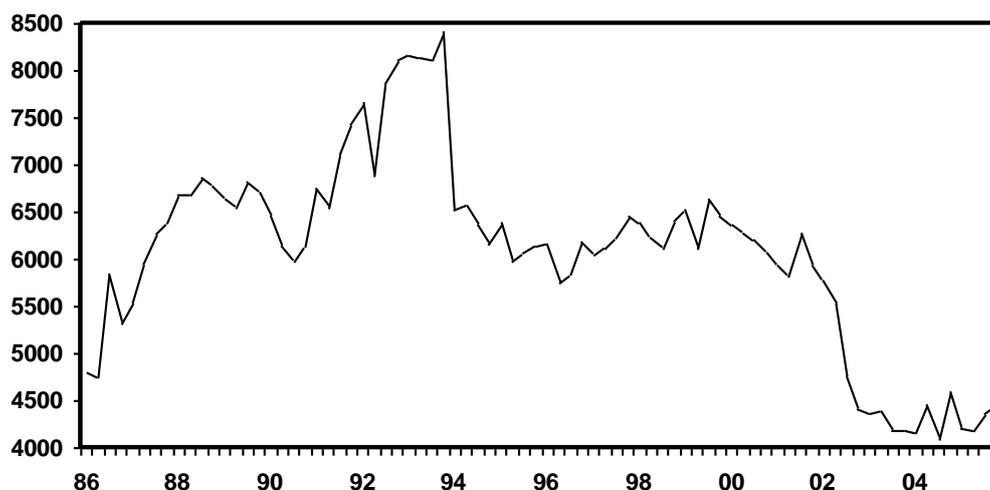
5. **yq1cte:** INGRESO CONSTANTE 1er. QUINTIL DE LOS HOGARES DE MONTEVIDEO (valor constante del ingreso de los hogares, Base 2001)

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

Frecuencia: Trimestral

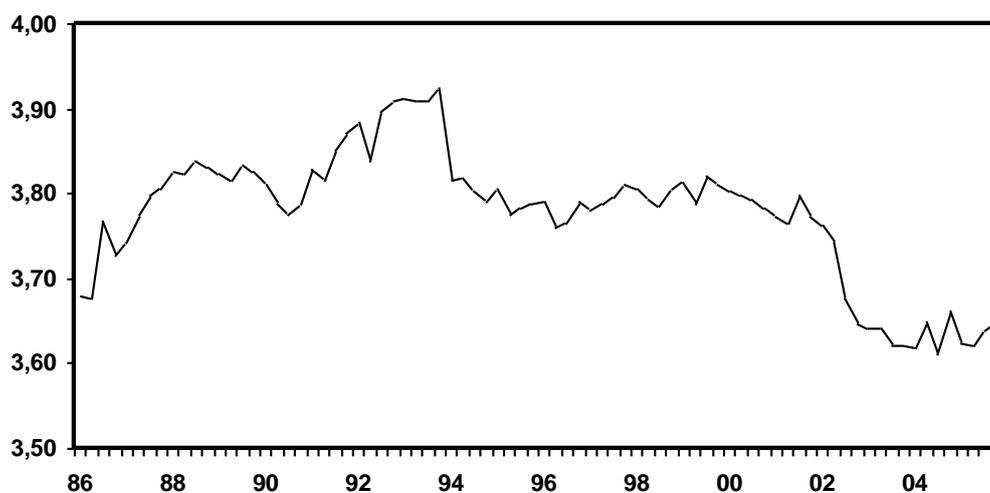
Período: I-1986 a IV-2005

**Gráfico 14. Ingreso de Hogares del 1er. Quintil.
Montevideo 1986 – 2005 Precios constantes 2001**



En el caso de esta serie se trabajará con su transformación logarítmica;

**Gráfico 15. Logaritmo Ingreso de Hogares del 1er. Quintil.
Montevideo 1986 – 2005 Precios constantes 2001**



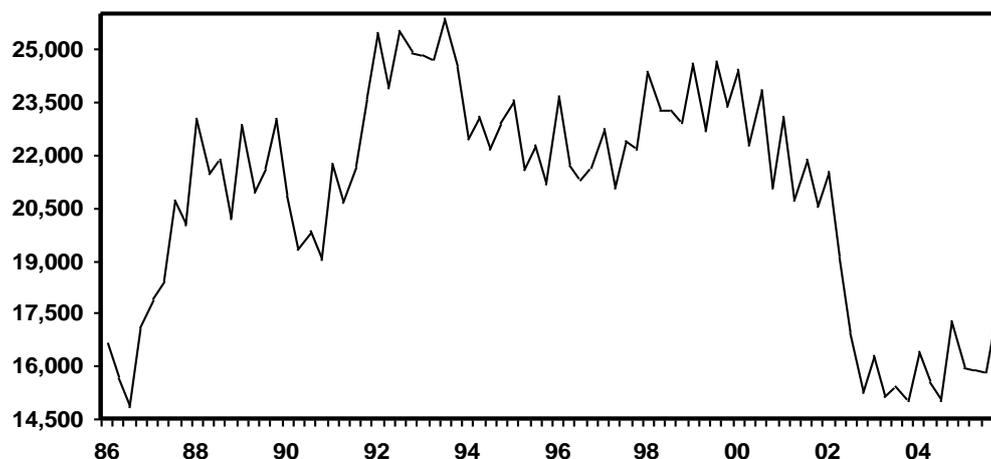
6. **yq5cte:** INGRESO CONSTANTE 1er. QUINTIL DE LOS HOGARES DE MONTEVIDEO (valor constante del ingreso de los hogares, Base 2001)

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

Frecuencia: Trimestral

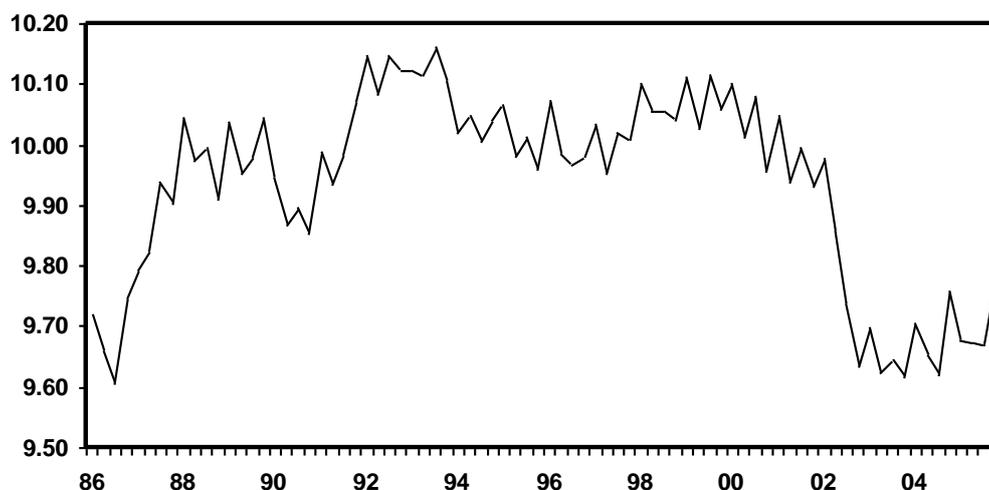
Período: I-1986 a IV-2005

**Gráfico 16. Ingreso de Hogares del 5o. Quintil.
Montevideo 1986 – 2005 Precios constantes 2001**



En el caso de esta serie se trabajará con su transformación logarítmica;

**Gráfico 17. Logaritmo Ingreso de Hogares del 5o. Quintil.
Montevideo 1986 – 2005 Precios constantes 2001**



Descriptivas del Mercado de Trabajo

1. **tdh24m**: TASA DE DESEMPLEO DE HOMBRES MENORES DE 25 AÑOS EN MONTEVIDEO

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

Frecuencia: Trimestral

Período: IV-1986 a IV-2005

2. tdhm: TASA DE DESOCUPACIÓN MASCULINA EN MONTEVIDEO.

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

Frecuencia: Trimestral

Período: I-1986 a IV-2005

Gráfico 18. Tasa de desempleo de hombres menores de 25 años. Montevideo 1986 – 2006

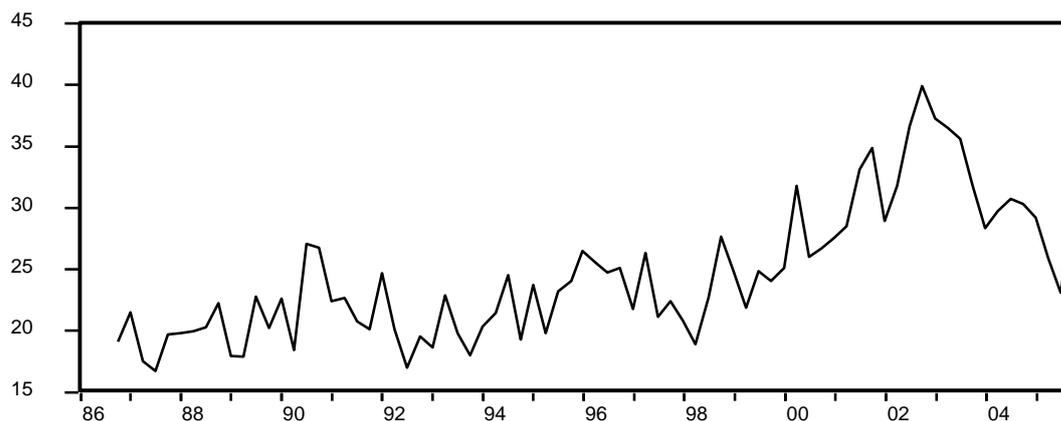
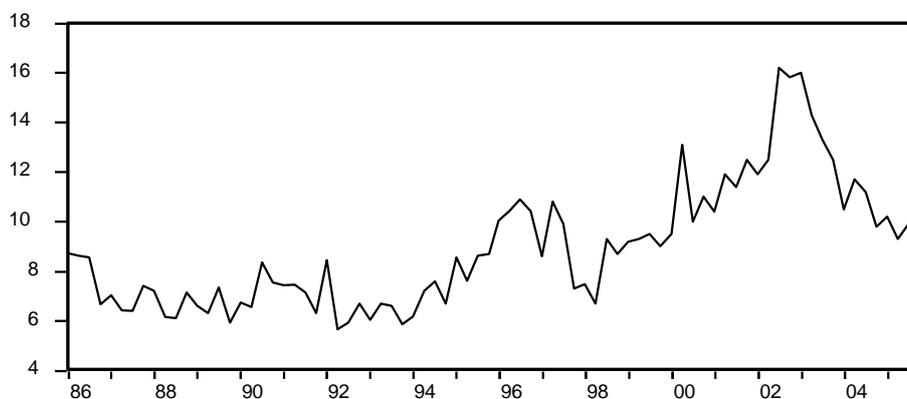


Gráfico 19. Tasa de desocupación masculina. Montevideo 1986 – 2005



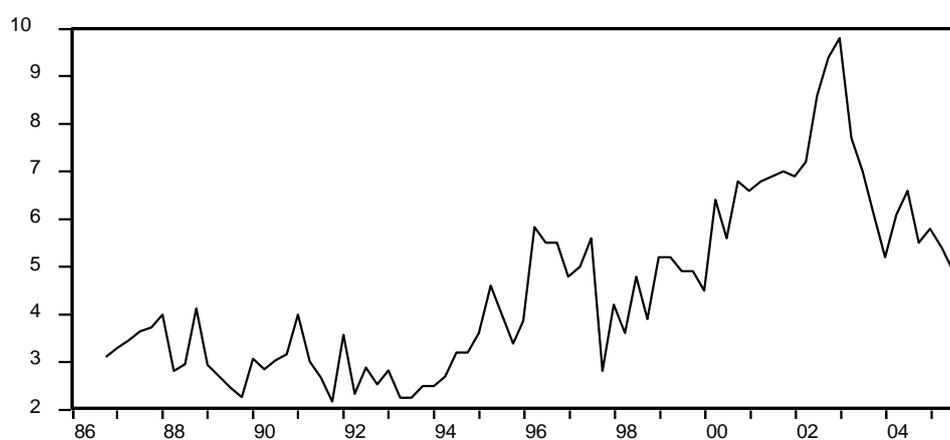
3. tdjhm: TASA DE DESOCUPACIÓN JEFE DE HOGAR MONTEVIDEO.

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

Frecuencia: Trimestral

Período: IV-1986 a IV-2005

Gráfico 20. Tasa de desocupación jefe de hogar. Montevideo 1986 – 2005



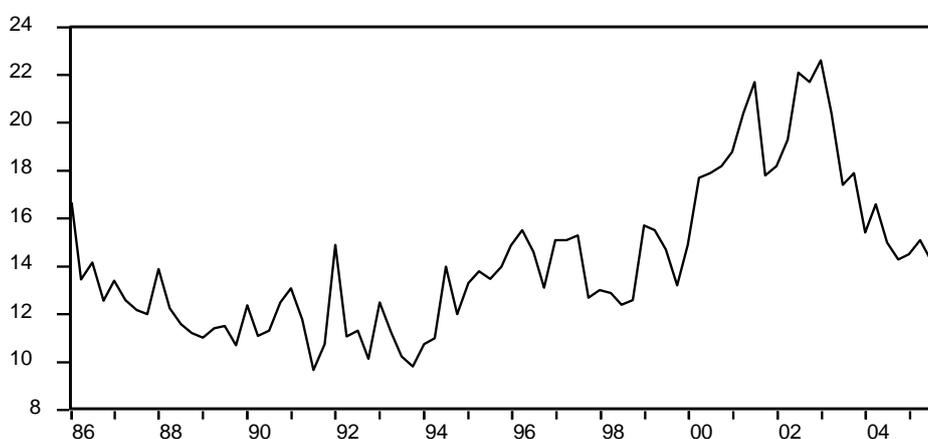
4. **tdmm**: TASA DE DESOCUPACIÓN MUJERES MONTEVIDEO.

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística (INE).

Frecuencia: Trimestral

Período: IV-1986 a IV-2005

Gráfico 21. Tasa de desocupación mujeres. Montevideo 1986 – 2005



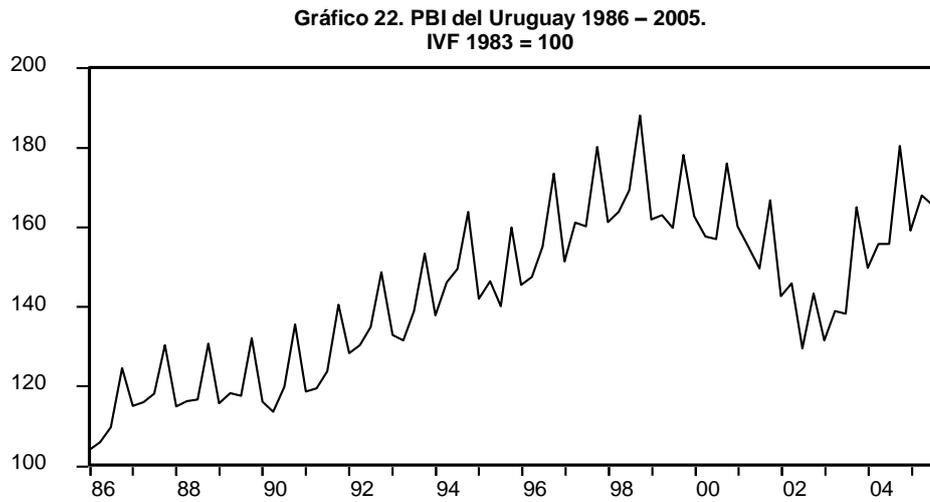
Descriptivas de la actividad económica

1. **IVFpib**: ÍNDICE DE VOLUMEN FÍSICO DEL PRODUCTO BRUTO INTERNO DE URUGUAY

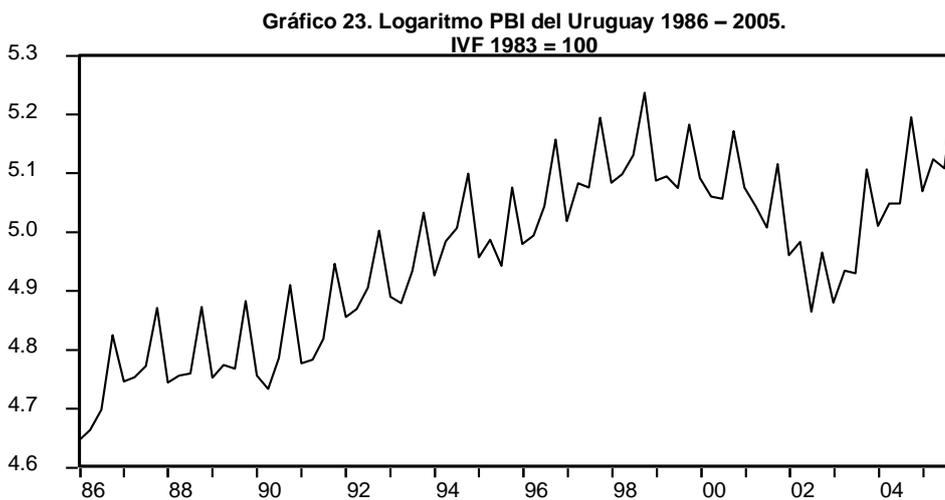
Fuente: Banco Central del Uruguay (BCU).

Frecuencia: Trimestral

Período: IV-1986 a IV-2005



En el caso de esta serie se trabajará con su transformación logarítmica;



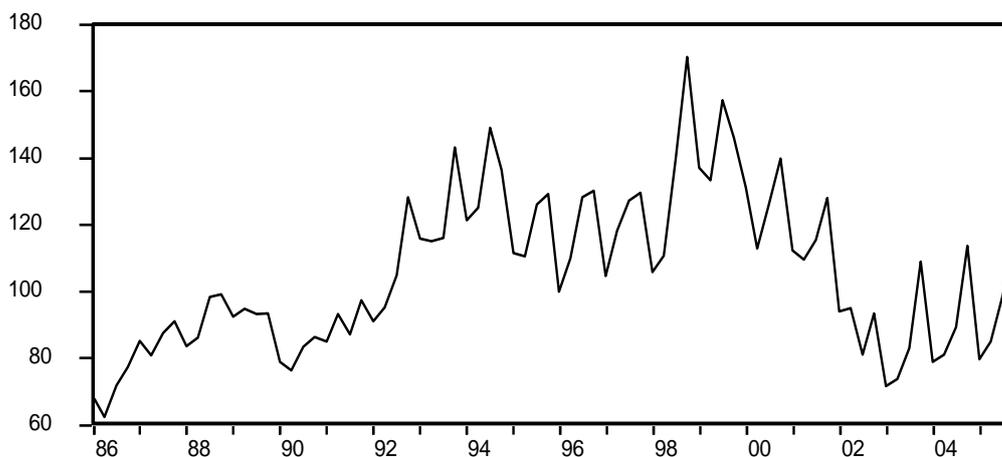
2. **IVFcon:** ÍNDICE DE VOLUMEN FÍSICO DEL SECTOR CONSTRUCCIÓN DE URUGUAY

Fuente: Banco Central del Uruguay (BCU).

Frecuencia: Trimestral

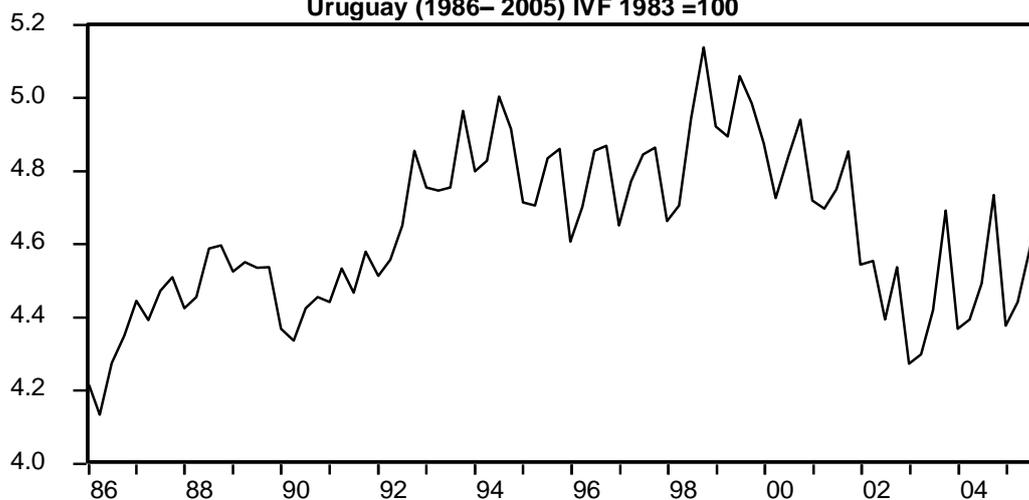
Período: IV-1986 a IV-2005

**Gráfico 24. Índice de volumen físico del sector Construcción Uruguay (1986– 2005)
IVF 1983 =100**



En el caso de esta serie se trabajará con su transformación logarítmica;

Gráfico 25. Logaritmo Índice de volumen físico sector Construcción Uruguay (1986– 2005) IVF 1983 =100



3. **IVFcom:** ÍNDICE DE VOLUMEN FÍSICO DEL SECTOR COMERCIO DE URUGUAY

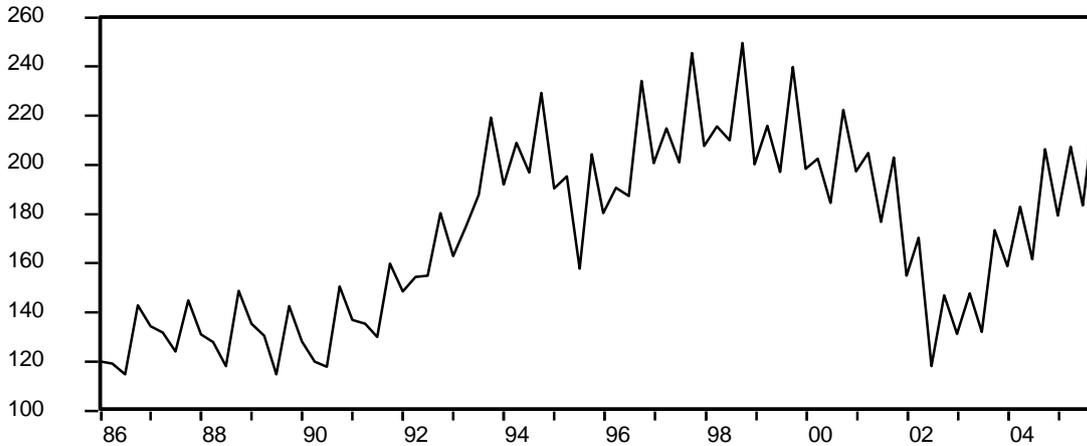
Fuente: Banco Central del Uruguay (BCU).

Frecuencia: Trimestral

Período: IV-1986 a IV-2005

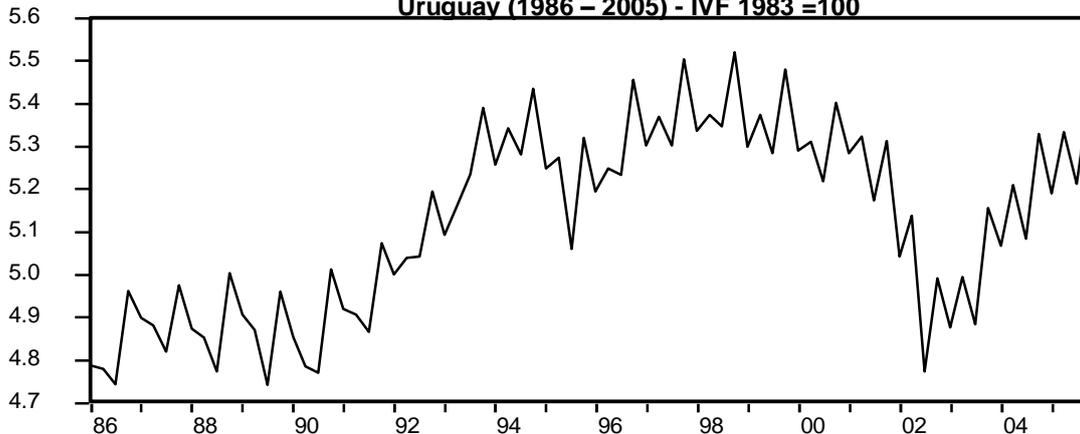
IVFcom = Índice de Volumen Físico del Sector Comercio.

**Gráfico 26. Índice de volumen físico del sector Comercio Uruguay (1986 – 2005)
IVF 1983 =100**



En el caso de esta serie se trabajará con su transformación logarítmica;

Gráfico 27. Logaritmo Índice de volumen físico sector Comercio Uruguay (1986 – 2005) - IVF 1983 =100



Descriptivas de factores disuasivos: actuación Policial y de la Justicia

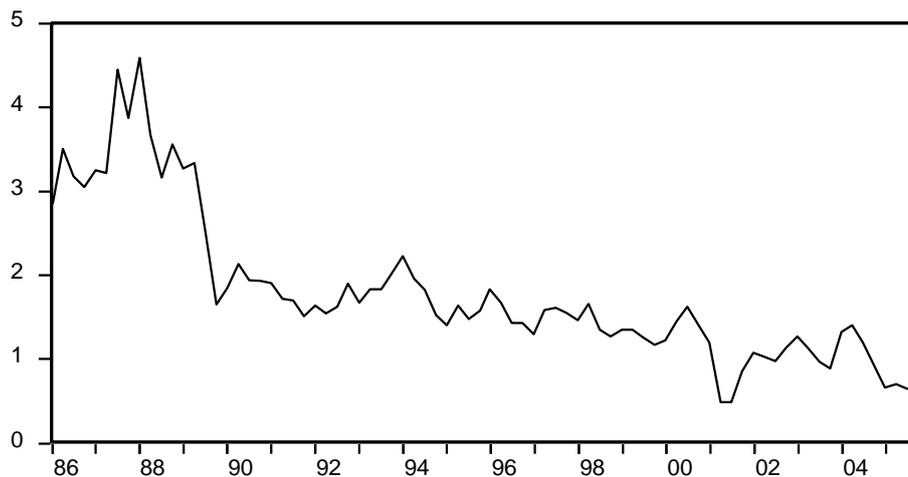
1. **IEFdet:** ÍNDICE DE EFICIENCIA POLICIAL (1): (cociente entre la cantidad de detenciones policiales en Montevideo sobre la suma de denuncias de delitos de Hurtos más Rapiñas)

Fuente: Ministerio del Interior

Frecuencia: Trimestral

Período: I-1986 a IV-2005

Gráfico 28. Índice de eficiencia policial (1). Montevideo 1986 - 2005



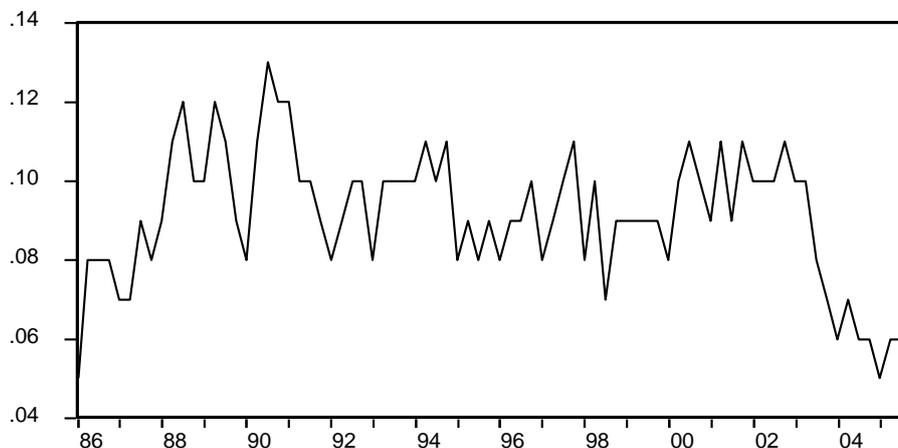
2. **IEFrem:** ÍNDICE DE EFICIENCIA POLICIAL (2): (cociente entre la cantidad de remitidos por la policía de Montevideo sobre la suma de denuncias de delitos de Hurto más Rapiñas)

Fuente: Ministerio del Interior

Frecuencia: Trimestral

Período: I-1986 a IV-2005

Gráfico 29. Índice de eficiencia policial (2). Montevideo 1986 - 2005



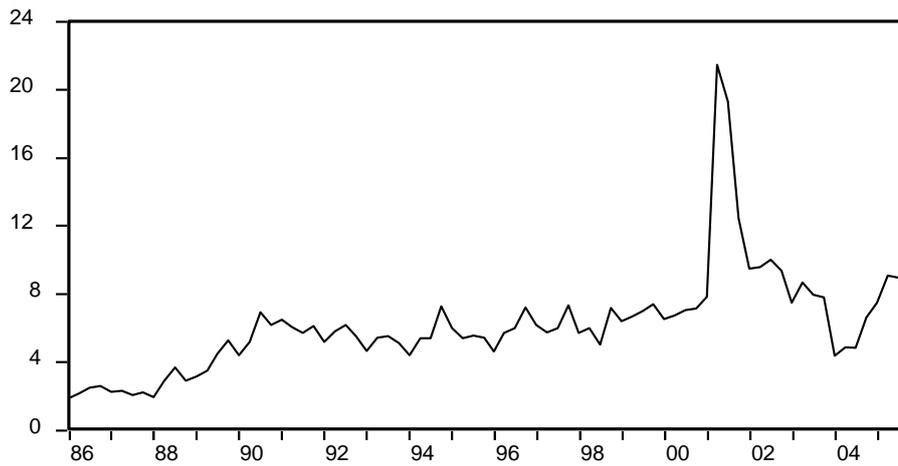
3. **IEFremdet:** ÍNDICE DE EFICIENCIA POLICIAL (3): (cociente entre la cantidad de remitidos sobre la cantidad de detenciones policiales en Montevideo, en %)

Fuente: Ministerio del Interior

Frecuencia: Trimestral

Período: I-1986 a IV-2005

Gráfico 30. Índice de eficiencia policial (3). Montevideo 1986 - 2005



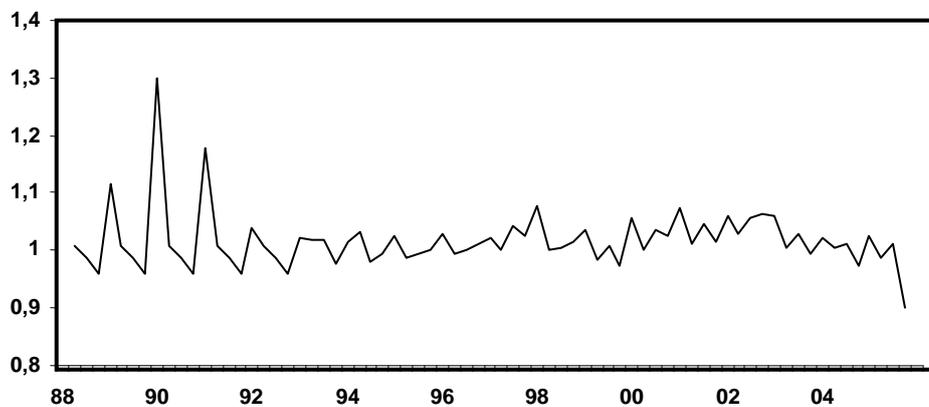
4. **VARrec:** VARIACIÓN DE LA CANTIDAD DE POBLACIÓN RECLUSA EN URUGUAY

Fuente: Ministerio del Interior

Frecuencia: Trimestral

Período: II-1992 a IV-2005

Gráfico 30. Variación de la Cantidad de Población Reclusa. Uruguay 1988-2005



V.2 **Algunas consideraciones metodológicas sobre las variables a analizar**

Cabe realizar algunas precisiones desde el punto de vista metodológico sobre las series elegidas:

- a) **Tasa de rapiñas en Montevideo:** Se optó por esta variable como indicador de criminalidad y violencia en Montevideo para el período 1986 – 2005¹⁸ en Montevideo. Ello se debe a que es el delito que ha mostrado un incremento significativo en todo el período analizado. Asimismo, representa un tipo de delito que involucra violencia interpersonal privada, fenómeno éste que ha tenido mayor interés analítico a nivel mundial, a la vez que ha resultado caracterizador de la evolución de la criminalidad en Montevideo según se indicó en el capítulo II.

Tal como fuera especificado, la rapiña forma parte de la categoría de delitos contra la propiedad, con fines económicos y de carácter social; por lo tanto esta opción implica poner el acento en una parte específica del universo total del fenómeno de criminalidad.

Para ubicar mejor el tema planteado, cabe exponer algunas definiciones básicas. Por violencia se entiende: “*uso o amenaza de uso, de la fuerza física o psicológica, con intención de hacer daño*”¹⁹. Esta definición incluye tanto el uso de la fuerza como la amenaza de su uso. Con base en esta definición la violencia puede ser física o psicológica, y puede verificarse ante cualquier tipo de vínculo entre víctima y victimario (desconocidos, conocidos e incluso personas con vínculo familiar – caso de violencia doméstica -).

Por su parte el crimen, entendido como acto fuera del orden legal vigente tiene vinculación con la violencia pero no son sinónimos. Mientras que en la violencia aparece como elemento sustantivo la fuerza (uso o amenaza), en el crimen, la clave es la ilegalidad, poniéndose mayor énfasis a la descripción y tipificación de ciertas conductas ilegales. Por lo tanto, fuera del área de intersección de estos dos conceptos se encuentran el crimen no violento (fraude, hurto, prostitución sin coerción) y la violencia no criminal (ciertos casos de violencia ejercida por el Estado) y, la violencia doméstica cuando esta no forma parte del sistema penal. Esta distinción cobra sentido a causa del indicador propuesto para aproximarse a la variable objeto de análisis - criminalidad en Montevideo-, el hurto constituye un caso tipificado como crimen con ausencia de violencia, mientras que la rapiña y el homicidio resultan ser crímenes con violencia.

Cómo fue seleccionada la variable de interés. Para su selección del indicador se recurrió en primer lugar a los antecedentes revisados en trabajos realizados

18. Delito de Rapiña: Art. 344 del Código Penal: “ el que con violencias o amenazas se apodere de cosa mueble, sustrayéndola a su tenedor, para aprovecharse o hacer que otro se aproveche de ella...”.

¹⁹ Esta definición aparece en trabajos realizados por Banco Interamericano de Desarrollo y Banco Mundial, entre los primeros: Buvinic, Morrison y Shifter, 1999; Londoño, Gaviria y Guerrero 2000, y Banco Mundial, Fajnzylber, Lederman y Loayza, 2001.

similares para otros países o ciudades. En la mayoría de los mismos utiliza como indicador de magnitud de criminalidad a la *tasa anual de mortalidad bruta por homicidios por cada 100.000 habitantes*. Si bien el homicidio es el acto violento de mayor gravedad, y el que provoca mayor sensación de inseguridad, su relación con los delitos contra la propiedad en Uruguay, no es directa. Basta con pensar en aquellos homicidios que tienen como móvil o instrumento factores emocionales. A partir de las características identificadas del fenómeno objeto de estudio, que fueran presentadas en el apartado de Justificación, esta opción no resulta ser la más adecuada, pues quedarían por el camino algunas de las características relevantes del fenómeno.

Se revisó entonces otras alternativas. Una posibilidad alternativa a la utilizada hubiese sido trabajar simultáneamente con más de un indicador como medida de la criminalidad, de forma que, además de la tasa de mortalidad bruta por homicidios por cada 100.000 habitantes que es la utilizada en varios trabajos internacionales, se pudo trabajar también con la tasa de denuncias de rapiñas cada 10.000 habitantes y con la tasa de denuncias de hurtos cada 1.000 habitantes. De esta forma, se incorporarían los elementos que resultaron caracterizadores del fenómeno criminal en Montevideo en los últimos años, como son el aumento de delitos contra la propiedad y la aparición de la violencia física en el acto delictivo. Esta opción no resultó seleccionada en función de los aspectos ya reseñados para el delito de homicidio a los que se les agregan cuestiones vinculadas a la baja confiabilidad de los datos de denuncia de hurtos, fruto de prácticas largamente extendidas de subregistro en las Seccionales de Montevideo de este delito y de la presumiblemente alta variabilidad en la propensión a la denuncia de dicho delito por parte de las víctimas.

Otra opción, quizás la de menor pertinencia metodológica, pero atractiva desde el punto de vista de la contribución a la discusión pública sobre el tema de inseguridad, hubiese sido generar un “*Índice de Criminalidad*”, el cual se podría haber construido a partir de las tasas de denuncias de los tres delitos señalados anteriormente, agregándolos mediante algún ponderador que tome en cuenta la opinión de los ciudadanos respecto al ordenamiento que realizan de los mismos según su incidencia en la sensación de inseguridad, o a partir de datos de la Jefatura de Policía de Montevideo, según la cantidad de delitos resueltos de cada tipo, como una aproximación gruesa de la dedicación y el esfuerzo invertido por la policía, o a partir de los datos del Instituto Nacional de Criminología sobre la población reclusa, según el peso de cada delito por el cual ingresan los reclusos a

las Cárceles, en el total de reclusos, lo cual también puede mostrar la dedicación y el esfuerzo invertido por la policía y también la justicia. Seguramente, hubiese sido del caso realizar una combinación de estas formas de ponderar, y someterla a la opinión de actores vinculados al tema para sondear su pertinencia. No obstante, se desechó esta posibilidad dado que implicaría agregar, de forma arbitraria, valiosa y escasa información de los delitos mencionados.

Corresponde ahora señalar algunos problemas asociados a la variable seleccionada “tasa de rapiñas”. En primer lugar se describirán los problemas de sesgo que la misma presenta.

Al elegirse como indicador las tasas de denuncia del delito rapiñas, en realidad se está abordando parcialmente el problema, en el sentido que no se estaría considerando las situaciones donde el delito ha ocurrido pero no fue denunciado por la víctima. Frecuentemente en la ocurrencia de este fenómeno de no denuncia incide el hecho de que la poca credibilidad que algunos ciudadanos tienen en la policía o en el sistema judicial, para resolver los conflictos o castigar al culpable de un delito, o más aún, la posibilidad de resarcir a las víctimas, hacen que la no denuncia se convierta en muchos casos en la norma después de sufrir un hecho delictivo.

Esta cuestión de la no denuncia de los delitos no resulta trivial dado los altos índices de no denuncia de delitos que se registran en la mayoría de los países de América Latina. Algunos estudios como los de Rubio (1998) estiman que en América Latina la proporción de incidentes violentos que son denunciados se encuentra apenas entre el 15% y el 30%. Generalmente, se recurre a encuestas de victimización las que permiten una mejor cuantificación y corrigen parcialmente los problemas de no denuncia. En el caso de Montevideo, recientes encuestas de victimización²⁰ muestran que los niveles de no denuncia son muy inferiores al promedio de la región - se ubican en el 30% -, y a la vez presenta un comportamiento lo suficientemente estable sin mostrar variaciones significativas durante el período en el cual se cuenta con información (1999 – 2004). Este valor relativamente bajo (y además asociado para el caso de delitos contra la propiedad) y su estabilidad, otorgan cierta confiabilidad a la serie de tasa de denuncia de rapiñas.

20. El Programa de Seguridad Ciudadana del Ministerio del Interior, financiado por el BID, realizó una serie de encuestas entre los años 1999 y 2004, que entre otros capítulos contenían el análisis de victimización para Montevideo y área metropolitana del departamento de Canelones.

Otra característica patológica de las estadísticas sobre violencia y delitos lo constituyen los subregistros, entendidos como omisiones concientes y deliberadas del organismo encargado del registro. Se presume que existen algunos inconvenientes en el registro de las mismas, vinculados fundamentalmente a inexistencia de sistemas informatizados de registro, falta de criterios homogéneos y estándares de calidad, entre otros. Sucedería de la siguiente forma: en primer lugar ocurre el delito, posteriormente, sea por la víctima u otra persona se realiza la denuncia en la Seccional de Policía la que la anota en un registro “temporal”. Luego, y a partir de diversas consideraciones de carácter “subjetivo” o modos de actuar “implícitos”, dichas denuncias no se transfieren al registro permanente y definitivo. Estos problemas en la fuente de datos hicieron que se desestimara el análisis de otros delitos que en cantidad resultan más importantes que las rapiñas (por ejemplo los hurtos). Por otra parte, como las rapiñas conllevan agresión física o amenaza y por lo tanto contacto con el victimario, se estima que resultan menos afectadas por el fenómeno de no denuncia que otro tipo de delitos.

En Montevideo, y para el tipo de delito que nos ocupa, este fenómeno está menos asociado a las rapiñas y más a los hurtos. Nuevamente, mediante encuestas de victimización se puede determinar la magnitud del mismo. Las realizadas para Montevideo, confirman la conjetura de que el sesgo de subregistro está asociado fundamentalmente a los hurtos, en una medida mucho menor a las rapiñas y que no se presenta en el caso de los homicidios.

Como fuera señalado, no se puede desconocer la eventualidad de una modificación espuria de la tasa de rapiñas (que en realidad es la tasa de “denuncia” de rapiñas) fruto de un cambio en la actuación policial que afecte la confianza de la población en dicha institución. Para poder aislar este fenómeno y eventualmente incorporar las debidas correcciones en las series de denuncias de rapiñas, se debería contar con encuestas regulares de victimización y confianza en la policía. En el caso de nuestro país y para Montevideo, como ya fuera oportunamente señalado, la disponibilidad de estas encuestas es escasa y disponible recién para finales de la década de los 90. Las mismas indican cierta estabilidad en los niveles de confianza en la institución policial entre 1999 y 2004, a la vez que relativamente altos respecto de otras instituciones públicas. Se trabajará entonces con el supuesto de independencia de la denuncia de delitos respecto de la confianza en la policía a lo largo de todo el período analizado.

Otro aspecto a tomar en cuenta en el indicador propuesto es la base de cálculo de las tasas, las que se hacen a partir de la población residente. Esta cuestión no es

menor dado que la cantidad de delitos contra la propiedad se asocia no sólo a la población residente sino también a la flotante. Como es notorio, Montevideo recibe diariamente un importante contingente de población que trabaja en el departamento pero que reside fuera de él, básicamente en el área metropolitana de Canelones y San José. Asimismo, Montevideo es el departamento que recibe la mayor cantidad de turistas anualmente. Dado el criterio de registro de denuncia, las mismas se realizan en la Seccional Policial donde ocurrió el hecho, de forma tal que el mero hecho de un cambio relativo en la residencia de la población que trabaja o tiene como centro de actividad la capital (crecimiento de la población de Ciudad de la Costa en el período intercensal 1985 – 1996), puede tener una influencia directa sobre el comportamiento de las tasas – aumenta el dividendo y el divisor no se modifica-. Lo mismo para el caso de los turistas, pues no resulta tan clara la estacionalidad en la recepción como en otros departamentos del país.

En cuanto al período considerado, si bien se contaba con los datos de toda la década de los ochenta, el estudio comienza a partir de 1986 como forma de eliminar la posible discrecionalidad en el manejo de este tipo de datos que pudiera haber realizado en la dictadura.

- b) **Descriptivas del nivel de ingreso de los hogares y de la distribución del mismo.** En este caso se utilizarán cuatro variables, tres de ellas vinculadas a medidas aproximadas de desigualdad de los ingresos y la cuarta a la evolución de los mismos durante el período considerado. A los efectos de aproximarse a la desigualdad de la distribución de la riqueza se optó por tres medidas capaces de recoger cambios en el corto plazo y que de alguna forma privilegien a la situación específica de los ingresos en los estratos más bajos, en detrimento de otros indicadores, como por ejemplo el índice de Gini. Como se sabe el coeficiente de Gini puede mejorar si se distribuye el ingreso en los deciles más altos de distribución, sin que se afecte la situación de pobreza de los sectores más bajos, lo cual no se ajustaría al supuesto de que la criminalidad se afecta por la situación de pobreza relativa de la franja más baja en la distribución²¹.

En este trabajo, se utilizará entonces tanto la relación entre el ingreso del primer quintil respecto del último, así como el del primer quintil respecto de la media o la mediana, todos ellos como indicadores de desigualdad. El primero, y tal como lo indica su construcción en apartados anteriores, ayuda a medir la evolución de la brecha entre los menos pobres de los más pobres y los menos ricos de los más

21. Argumentos referidos a la pertinencia de la utilización del índice de Gini en este tipo de análisis se encuentra desarrollados en Bourguignon, F. et al "Crímen y Distribución del Ingreso"

ricos de la población de Montevideo en términos del valor de los ingresos de esos hogares. Los dos restantes aproximan la evolución de la brecha entre los ingresos de los hogares más pobres y los ingresos promedios del departamento y entre aquellos y el punto donde se acumula el 50% de la distribución del ingreso de los hogares de Montevideo respectivamente. Por último se utiliza un indicador que muestra la evolución real del ingreso promedio de Montevideo. En todos los casos se utilizan valores de ingreso sin valor locativo, dado que se presume que el delito por razones económicas se vincula mayoritariamente al ingreso disponible o efectivo.

- c) **Descriptivas del Mercado de Trabajo.** Asociados al mercado de trabajo se plantea utilizar 4 indicadores. Uno de ellos, y quizás el más evidente desde la teoría, resulta ser la tasa de desempleo de jóvenes menores de 24 años en Montevideo, pues responde a la existencia de evidencias²² que el delito es un fenómeno que involucra fundamentalmente como victimarios a jóvenes del sexo masculino. Adicionalmente se trabajará con otras tres tasas de desocupación; la de los varones total en Montevideo, la de mujeres y la de jefes de hogar, también total y para Montevideo. Por último se incluye también dentro de este grupo a evolución de la tasa de actividad de las mujeres. La razones vinculadas a su inclusión responden a, por un lado, recoger la evidencia para el departamento y durante el período analizado, fundado a su vez en la teoría que la opción por la actividad delictiva resulta ser una estrategia compensatoria a la obtención de ingresos por la actividad legal (en este caso equivalente al empleo). Cuando los preceptores naturales de ingresos por trabajo en los hogares enfrentan dificultades por estar desocupados, ellos o algunos miembros del hogar – quizás más aptos o más propensos a tomar riesgos – optan por la actividad ilegal para obtener los ingresos que su hogar o ellos mismos requieren para satisfacer sus necesidades.
- d) **Descriptivas de la actividad económica.** Si bien la variación del producto bruto interno del Uruguay aparece como un indicador idóneo, en el trabajo se utilizará, atendiendo a la aparente caracterización de los victimarios que los ubica en estratos bajos en la distribución del ingreso, con deficiencias educativas y en tramos de edad relativamente jóvenes; la evolución del producto de algunas ramas específicas, más vinculadas con el empleo de mano de obra de baja calificación, por tanto se adicionan las evoluciones específicas del nivel de actividad en los

22. Como fundamento de tal afirmación, debe tenerse presente el peso relativo que tiene en la población carcelaria total de los menores de 29 años y que casi su totalidad (en el entorno del 98% durante el período analizado) es de sexo masculino, esto sin tomar en cuenta los establecimientos de internación de menores del INAME, que harían aumentar el peso de población joven privada de libertad.

sectores de construcción y comercio, en el entendido que son estas ramas la que mayoritariamente emplean a este sector de la oferta de trabajo. Esta presunción se respalda además en estudios de corte cualitativo que permitieron caracterizar a los victimarios en varias dimensiones, incluida su experiencia en actividades legales a través de su incursión en el mundo del trabajo, se muestra que son esos los sectores los que los ocupan²³.

- e) **Disuasión; descriptivas de la actuación Policial y de la Justicia.** La inclusión de estas variables tiene como sustento principal lo que en el marco teórico de referencia se identifica con factores disuasivos, asociados a la probabilidad que un delincuente sea capturado y castigado así como a la severidad de los castigos (en este caso vinculada a los costos de la actividad delictiva). Notoriamente la mencionada probabilidad no resulta “observable”, dado que se trata de una aproximación subjetiva e individual de los infractores, no obstante es lógico proponer que dicha percepción se encuentra influenciada por los niveles de eficiencia que presente la actuación policial. Por ello se propone utilizar un conjunto de indicadores que permitan una aproximación a estos elementos que de alguna manera juegan a favor de aumentar (o disminuir) la probabilidad de identificar y atrapar al delincuente, y los costos del delito. Para ello se utilizan indicadores generados a través de la información proveniente de la cantidad de detenidos, de remitidos por la policía a la justicia y cantidad de personas mayores de 18 años privadas de libertad, los que en general son utilizados por trabajos similares (Núñez, J. et al, 2003, Entrof y Spengler, 2000²⁴).

Respecto de estas fuentes corresponden algunas consideraciones; justamente en ese orden es que se da la secuencia, aquella persona que cometa un delito primero debe ser detenida por la policía, luego y de contarse con las suficientes causas demostrables que lo justifiquen resulta remitida a la justicia para que esta actúe; por último luego de un debido proceso, la persona es procesada y privada de su libertad.

Sin embargo vale destacar en primer lugar que no todos los delincuentes son detenidos (recordar que por ello en la teoría se la asigna a este evento una probabilidad que depende, obviamente, de la eficiencia y eficacia del trabajo policial), pero no todos los detenidos necesariamente han cometido un delito, es

23. Cabe destacar que en estos estudios se señala que los empleos a los que habían accedido esos jóvenes, que incluso compartían simultáneamente con actividades ilegales, se caracterizaban por la precariedad (zafralidad, sin cobertura de seguridad social, baja remuneración, etc.) lo que generalmente actúa como un ingrediente más en la convivencia de estos jóvenes con la ilegalidad, dado que su experiencia en actividades legales estaba pautada también por la ilegalidad en términos de relaciones laborales.

24. Antecedente tomado de la referencia que se realiza en Núñez, J. et al (2003).

por ello que las cifras de detenidos supera ampliamente a la de remitidos. En particular, a lo largo de todo el período analizado la relación es de 6 remitidos cada 100 detenidos, sin embargo, y quizás como muestra de una mayor eficacia en el desempeño policial o en virtud de un cambio paulatino en el paradigma de la actuación policial en Montevideo, la relación fue variando de forma que en la década de los 80 era de 3 remitidos cada 100 detenidos, luego en los noventa la relación fue 6 cada 100 para terminar ubicándose en la década actual en 9 remitidos cada 100 detenidos. Estos cambios en la razón remitidos / detenidos que se verifican se producen permaneciendo casi constante la cantidad de remitidos, lo que muestra una clara disminución en la cantidad de personas detenidas. Además, tanto en el caso de detenidos como remitidos se trata de variables de flujo específicas para el departamento de Montevideo.

Volviendo a las variables concretas que se utilizarán en este trabajo que permitan una aproximación a la probabilidad que un delincuente sea capturado y castigado y a partir de la revisión bibliográfica surge que en los mismos se trabaja con “índices de eficiencia” de la actuación policial, similares a los propuestos para este trabajo. Se trata en ambos casos de la razón entre la cantidad de detenidos y remitidos sobre el total de denuncias de los dos principales delitos contra la propiedad (rapiñas y hurtos) respectivamente. Sobre estos índices algunas consideraciones específicas y comparadas con otros trabajos empíricos similares al propuesto.

Por un lado, resultan ser de los más utilizados, registrándose algunas variantes; por ejemplo en otros trabajo empíricos se ha utilizado las mismas series (detenidos, remitidos), pero estableciendo la razón sobre la cantidad total de denuncias o hechos policiales registrados en un período determinado. La opción metodológica utilizada para este trabajo responde al peso significativo de los dos delitos seleccionados en el total de denuncias que se registran en el departamento de Montevideo y la fuerte vinculación desde el punto de vista técnico de la acción delictiva que tienen ambos delitos (aspecto éste mencionado en el apartado de “Justificación”; aunque dicha vinculación se rompe desde el punto de vista de la severidad de las penas aplicadas a cada uno de los delitos). Quizás se hubiera atendido más los antecedentes si en este trabajo se incluyera otros departamentos o regiones del país además de la capital. En tal caso la tipología de denuncias presenta variantes considerables entre distintas zonas geográficas. Aunque no se presentan en este trabajo, los datos de denuncias recibidas por la policía en el interior del país tienen una estructura marcadamente diferente a Montevideo,

incluso con la presencia de delitos casi inexistentes, por ejemplo el abigeato o robo de ganado, que en la capital casi no tiene registros.

Otra variante posible desde el punto de vista de la construcción de los índices hubiese sido trabajar únicamente como cociente con la cantidad de rapiñas, rezagadas un período para evitar luego una relación espuria con la variable a explicar (tasa de rapiñas). Esta variante implica asumir que, la actuación policial está motivada, o por lo menos no es indiferente al delito seleccionado como indicador de criminalidad. En tal caso, si el indicador de criminalidad fue bien seleccionado esta hipótesis tiene cierta presunción de realidad, aunque a lo largo del período analizado difícilmente puede asumirse que la actuación policial – en lo que hace especialmente a las detenciones – no tiene otros delitos o situaciones que lo motiven. Asimismo, y respecto del dato rezagado un período de la cantidad de denuncias, implica asumir – con bastante lógica -que actuación policial tiene un carácter reactivo respecto de la criminalidad, o sea primero se verifican los delitos y al siguiente período la policía actúa (investiga, detiene, remite). No obstante, esta presunción de rezago en un período, necesaria desde el punto de vista econométrico, puede resultar comprometedor en términos explicativos si se trabaja con serie de datos anuales o trimestrales, como es en este trabajo.

Otra posibilidad de construcción de los índices siguiendo los antecedentes consultados, sería trabajar con numeradores diferentes a los propuestos a partir de datos de, por ejemplo, personas que fueron efectivamente halladas culpables del total de detenidos y remitidos o con el subgrupo de estas que efectivamente fueron a prisión. Sin duda que cuanto más se estilice la definición de los mismos, mejor será la aproximación a la variable de interés, pero para ello se requiere de datos que, para Montevideo y en total del período analizado, no se encuentran disponibles.

Respecto de la cantidad de personas reclusas, serie que se utilizará como aproximación a la severidad de los castigos por cometer un delito, corresponde indicar que además de ser una variable de stock, se utilizan los datos para el total del país y no sólo para el departamento de Montevideo. La razón fundamental de utilizar datos para el total país y no el de los reclusos del departamento responde, por un lado, a la disponibilidad de los mismos, y por el otro a que si bien las personas son procesadas en los departamentos donde cometen los delitos, luego de dictaminarse la privación de libertad por parte de la justicia, resultan más o menos frecuentes movimientos interdepartamentales, fruto de disponibilidades locativas o situaciones de hacinamiento o mejora en las capacidades locativas en

algún centro de reclusión o pedidos especiales de los reclusos para estar más cerca de sus familias, u otras situaciones (por ejemplo motines que deterioran las instalaciones e implican redistribuciones más o menos prolongadas, de la población entre distintos Centros de reclusión de todo el país). Todos estos elementos distorsionan fuertemente los datos particulares por Centro y por ello es recomendable trabajar a nivel total.

Asimismo, y como se indica en el apartado anterior, se utilizará la “tasa de variación de la población reclusa total” y no las cantidades. Notoriamente la tasa de variación recoge la “variación de existencias” o la diferencia entre ingresos y egresos de población reclusa de un período a otro, sobre la que también influye los eventuales cambios en la severidad de las penas.

Se quiere dejar constancia de una debilidad del presente trabajo referida al hecho de no utilizar variables asociadas a los presupuestos aprobados anualmente para la Justicia (Poder Judicial y Fiscalía del Poder Ejecutivo) y para el Ministerio del Interior, en especial para la Jefatura de Policía de Montevideo y Centros de reclusión. Razones de disponibilidad de datos para el período analizado, en la frecuencia utilizada, la inexistencia de centro de costos a nivel e jefaturas de policía o centros de reclusión, etc. han impedido su inclusión. Esta carencia no ha permitido considerar variables que la teoría identifica como relevantes para el período de análisis en el sentido de su aporte para entender la eficiencia y eficacia del sistema policial y judicial (asociada principalmente a la probabilidad e captura de los victimarios), así como la importancia relativa que socialmente se le da al fenómeno en términos de asignación del presupuesto público nacional.

Por último, y seguramente en el capítulo de resultados, estas variables serán debidamente acompañadas de una revisión de los principales cambios en la normativa penal (cambios en la duración de las penas, tipificación de nuevos delitos, modalidades en el cumplimiento de las penas – salidas transitorias, libertad anticipada -). Esta revisión cualitativa será de utilidad para, por ejemplo, identificar justificaciones de eventuales intervenciones en las series.

V.3 Análisis de raíces unitarias regulares

Se realizó el análisis de raíces unitarias regulares para las 18 series con el fin de establecer la transformación estacionaria adecuada para cada una de ellas.

Se analizaron los gráficos y correlogramas de todas las series y se realizaron los tests de Dickey-Fuller (DF) para cada una de ellas. Para los dieciocho casos, las distintas

herramientas mostraron que las series originales no son estacionarias. En todos se detectó la existencia de una sola raíz unitaria regular, y las primeras diferencias no presentaron raíces unitarias regulares, constituyendo entonces transformaciones estacionarias.

En el Anexo “Test de Raíces Unitarias”, se incluyen las correspondientes salidas del programa EViews, a la vez que un resumen de las mismas se presentan en la Tabla 6.

Sólo en el caso de la variable “Índice de Volumen Físico Sector Construcción Uruguay (log IVFcon)” los resultados no fueron contundentes dependiendo los mismos del nivel de exigencia del test. En las diecisiete variables restantes los resultados resultan contundentes en todos los niveles de exigencia planteados.

Tabla 6. Test de Raíz Unitaria
Dickey – Fuller Aumentado (ADF)
Ho = Existencia de Raíz Unitaria

Variables	Valor del estadístico en niveles	Rech. Ho al		Valor del Estadístico 1ª diferencia	Rech. Ho al	
		95%	99%		95%	99%
1. Tasa de Rapiñas (trap)	-1,115 1 lag, con cte. sin tend	no	no	-6,241 2 lags, sin cte. ni tend	si	si
2. Indicador Desigualdad 1 log(ypyr)	-2,405 1 lag, con cte. sin tend	no	no	-4,425 2 lags, con cte. sin tend	si	si
3. Indicador Desigualdad 2 (logypyma)	-0,785 3 lag, sin cte. ni tend	no	no	-8,308 2 lags, sin cte. ni tend	si	si
4. Indicador Desigualdad 3 (logypyme)	-2,487 1 lag, con cte. y tend	no	no	-13,857 0 lags, sin cte. ni tend	si	si
5. Ingreso medio hogares constante (logmemcte)	-1,918 4 lag, con cte. y tend	no	no	-5,272 6 lags, sin cte. ni tend	si	si
6. Ingreso 1er. quintil constante (logyq1cte)	-2,836 0 lag, con cte. y tend	no	no	-10,587 0 lags, sin cte. ni tend	si	si
7. Ingreso 5º. quintil constante (logyq5cte)	-2,555 4 lag, con cte. y tend	no	no	-3,420 3 lags, sin cte. ni tend	si	si
8. Tasa desocupación varones menores 24 años Montevideo (tdh24m)	-2,01 1 lag, con cte. sin tend	no	no	-8,63 1 lags, sin cte. ni tend	si	si
9. Tasa desocupación masculina Montevideo (tdhm)	-2,617 1 lag, con cte. y tend	no	no	-12,611 0 lags, sin cte. ni tend	si	si
10. Tasa de desocupación Jefe de Hogar en Montevideo (tdjhm)	-1,579 1 lag, con cte. sin tend	no	no	-11,708 0 lags, sin cte. ni tend	si	si
11. Tasa de desocupación mujeres en Montevideo (tdmm)	-2,331 0 lag, con cte. sin tend	no	no	-7,42 2 lags, sin cte. ni tend	si	si
12. Producto Bruto Interno Uruguay (log IVFpib)	-1,341 8 lag, con cte. sin tend	no	no	-2,186 7 lags, sin cte. ni tend	si	si
13. Índice de Volumen Físico Sector Construcción Uruguay (log IVFcon)	-2,180 8 lag, con cte. sin tend	no	no	-2,524 7 lags, sin cte. ni tend	si	no
14. Índice de Volumen Físico Sector Comercio Uruguay (log IVFcom)	-1,785 8 lag, con cte. sin tend	no	no	-2,752 7 lags, sin cte. ni tend	si	si
15. Índice de Eficiencia Policial (1) (IEFdet)	-1,670 2 lag, sin cte. ni tend	no	no	-7,480 1 lags, sin cte. ni tend	si	si
16. Índice de Eficiencia Policial (2) (IEFrem)	-2,285 4 lag, con cte. y tend	no	no	-7,700 2 lags, sin cte. ni tend	si	si
17. Índice de Eficiencia Policial (3) (IEFremdet)	-0,293 3 lag, sin cte. ni tend	no	no	-7,078 2 lags, sin cte. ni tend	si	si
18. Variación de la Cantidad de población reclusa Uruguay (VARrec)	-0,516 4 lag, sin cte. ni tend	no	no	-8,580 2 lags, sin cte. ni tend	si	si

El número de lags se determinó según el criterio AIC

V.4 Modelo univariante de la Tasa de Rapiñas de Montevideo (trap)

Como se señalara anteriormente, la variable seleccionada como indicador de la criminalidad en Montevideo fue a Tasa de Rapiñas. Tal como se desprende del apartado anterior y de la Tabal 6, dicha variable es una serie integrada de orden 1 y responde a un proceso autorregresivo de orden 1.

Asimismo, en el proceso de estimación se identificaron observaciones atípicas (*outliers*), que se modelizaron a través de las siguientes *dummies*:

Escalones en las fechas: *II-trim./1986, I-trim./1994, III-trim./1997, IV-trim.1997, II-trim./2002*

Impulsos en las fechas: *IV-trim./1986, I-trim./1995, IV-trim./1999, III-trim./2002, I-trim./2005*

Cambio transitorio en las fechas: *I-trim./2002*

La ecuación univariante finalmente estimada es la siguiente:

$$D(LRAP)_t = + 0,1563 - 4,089 D(E862) + 2.7184 D(I864) - 1,5728 (E941) + 1.8485 D(I951) - 2,8286 D(E973) - 1,4508 D(E974) + 1,1225 D(I999) + 4,3295 D(TC021) + 3,665 D(E022) + 2,289 D(I023) + 1,4352 D(I051) - 0.584 D(SEAS1) + 0.028 D(SEAS2) + 0.112 D(SEAS3)$$

con:

D = primera diferencia

E = Escalón, año (desde 86=1986 a 05=2005),trimestre (1= 1º trim. a 4 = 4º trim.)

I = Impulso, año (desde 86=1986 a 05=2005),trimestre (1 = 1º trim. a 4 = 4º trim.)

TC = Cambio Transitorio, año (desde 86=1986 a 05=2005),trimestre (1 = 1º trim. a 4 = 4º trim.).

SEAS = Variables estacionales. Se omitió el 4º trimestre.

¿Qué información aporta y cuál es la posible interpretación de la modelización univariante de las tasas de rapiñas de Montevideo?.

Para ello, y en primer lugar cabe señalar que en primera diferencia la serie es estacionaria con constante. Habiéndose probado ajustes a modelos autorregresivos o de medias móviles, los mismos no dieron significativos. La lectura directa de este resultado muestra que la serie en niveles presenta una tendencia estocástica pero creciente (dado el signo positivo de la constante en la estimación en primeras

diferencias), sin que guarde memoria de lo que ocurre en períodos anteriores, ya que no se ajusta a ningún proceso autorregresivo. En otras palabras, la mejor predicción de un período cualquiera (por ejemplo, $t + 1$) es el valor del período anterior (t) por la tasa de crecimiento (tendencia de la serie en niveles o constante en la serie de primeras diferencias).

Se trata ahora de procurar una interpretación económica de este resultado, para lo cual se presentarán diferentes situaciones posibles, con o sin intervención del poder público (policía de Montevideo), *ceteris paribus* y ver que sucedería con la tasa de denuncias de rapiñas a la luz del modelo univariante estimado. Cabe destacar que el análisis resultará mucho más rico (y entretenido) para entender el fenómeno objeto de este trabajo, cuando se presente el modelo multivariante en el apartado siguiente.

No obstante, y con conciencia de las limitaciones propias de un modelo univariante, vale la pena el ejercicio interpretativo, dado que resulta muy frecuente el intercambio de opiniones en ámbitos públicos entre políticos, comunicadores, periodistas, etc., con permanente y casi exclusiva mención a series de denuncias de delitos cuando de analizar la situación de inseguridad se trata y donde las rapiñas (y en ocasiones los hurtos también) ocupan un lugar privilegiado en ese tipo de debate. Además, probablemente en la planificación y accionar de la policía de Montevideo, se tome como insumos las series individuales de denuncias de delitos, y nuevamente las rapiñas tengan un papel importante.

- a) Situación 1: Entre t y $t+1$ no existe ninguna acción deliberada de la autoridad pública (ni positiva ni negativa, o sea hace lo mismo en $t+1$ que lo que había hecho en t) => la tasa de rapiñas crece en $t+1$ en un valor cercano al coeficiente de la constante del modelo univariante (aproximadamente 15%).
- b) Situación 2: Entre t y $t+1$ ocurre algún tipo acción de la policía de Montevideo (supongamos que a favor del combate de los delitos) => la tasa de rapiñas caerá en $t+1$, siempre y cuando dicha acción más que compense el crecimiento “natural” esperado (nuevamente dado por el valor del coeficiente de C , aproximadamente 15%).
- c) Situación 3: Entre t y $t+1$ ocurre algo similar con el accionar de la policía de Montevideo a la situación anterior pero de signo contrario => la tasa de rapiñas crecerá por encima del crecimiento “natural” esperado (más que 15%).

Como se desprende del esquema anterior, y tal como lo indican los resultados de la modelización univariante, la tendencia de las tasas de rapiñas, aunque estocástica, es a crecer. Sin embargo, lo auspicioso de este resultado en términos de posibilidades de

implementación de política, es que cualquier tipo de acción tendiente a combatir este tipo de delito tiene resultados visibles e inmediatos, los que tendrán que lidiar (o sea más que compensar) con la tendencia propia de la serie. Pero además, si este tipo de acciones que se reflejan en cambios en el nivel de la serie original, resultan persistentes y efectivas en los victimarios, se puede esperar una caída sostenible de la tasa de denuncias de rapiñas en el tiempo. Desde el punto de vista económico podría interpretarse a estas acciones tendientes a combatir o prevenir la ocurrencia de delitos, como generación de externalidades negativas (o eventualmente shocks externos desfavorables) a la oferta de delitos, en el sentido que incrementan los costos de oportunidad de la actividad criminal. Al principio, con estas externalidades se obtienen los resultados esperados (aumentan los costos o aumenta la percepción subjetiva de los victimarios que serán descubiertos y atrapados si comenten un delito); pero generalmente y luego de cierto tiempo, los victimarios internalizan estas externalidades o absorben los “shocks”, por ejemplo realizando desplazamientos geográficos (corrimientos interzonales o interdepartamentales), implementando nuevas prácticas delictivas no previstas o conocidas por la policía (quizá esto último podría interpretarse como un cambio tecnológico en la función de producción), etc. o sea que generan “anticuerpos” a las acciones emprendidas por la policía y estas dejan de tener el efecto buscado.

Otra consideración relevante respecto de la modelización univariante viene dada por la significativa cantidad de intervenciones requeridas en la modelización de la serie. En siete de los veinte años analizados (aproximadamente 1/3 del total de años) se requirieron de intervenciones de algún tipo, y en algunos de esos años, más de una intervención. Como se puede apreciar en la ecuación univariante estimada, los años que requirieron de intervenciones fueron 1986 (escalón en el 2º e impulso en el 4º trimestre), 1994 (escalón en el 1er. trimestre), 1995 (impulso en el 1er. trimestre) 1997 (escalones en el 3er. y 4º trimestre), 1999 (impulso en el 4º trimestre), 2002 (cambio transitorio en el 1er. trimestre, escalón en el 2º e impulso en el 3º) y 2005 (impulso en el 1º). Los tres tipos de intervención tienen significados diferentes; los impulsos son cambios por única vez, en cambio los escalones son intervenciones persistentes, en tanto los cambios transitorios son justamente cambios que se absorben en un período más o menos breves. Estas observaciones atípicas pueden tener diversas fuentes de interpretación. Por un lado, pueden responder a los elementos indicados en el apartado V.2 “*Algunas consideraciones metodológicas sobre las variables a analizar*”, respecto de la variable tasa de rapiñas. Asimismo, existe casi consenso en que cambios de tipo institucional (cambios de administración del Gobierno Nacional,

cambios en el Ministerio del Interior, e incluso cambios en la propia Jefatura de Policía de Montevideo), incidieron en el accionar coyuntural de la policía, en los criterios de registros y posteriores reportes de los delitos, etc. Estos aspectos quizás ayuden a explicar las intervenciones del año 1986, donde eventualmente podrían persistir criterios de registros de denuncias propios de la dictadura en la Jefatura de Montevideo o la propensión a denunciar de las víctimas podría estar sesgada aún por la imagen y confianza en la policía. Estos elementos también pueden colaborar en la interpretación de las intervenciones de 1994, 1995, 1999 y 2005, años en donde finalizan períodos de gobierno y se inician gobiernos nuevos²⁵. Obsérvese especialmente los años 1995 y 2005 con intervenciones en los primeros trimestres y cuyos coeficientes tiene signo positivo. Justamente son el momento donde asume un nuevo gobierno (en esos años además implicaron cambios de partido político en la administración). Posiblemente se podría interpretar como un “relajamiento” del accionar policial fruto de los cambios en la autoridad política del Ministerio del Interior. Al respecto cabe destacar que ha sido una constante a lo largo de todo el período analizado (con la sola excepción del final del período gobierno 1995-2000 e inicio del 2000-2005 y justamente el año 2000 no requirió de intervenciones) que en los últimos meses de un gobierno, los Ministros cambiaran y vuelven a cambiar al iniciarse la nueva administración, siendo que además estos cambios son perfectamente conocidos de forma anticipada por todos los agentes. También estos cambios de Ministros del Interior ayudan a comprender las intervenciones del año 1997. En ese año hubo tres ministros diferentes y además en los últimos dos trimestres del año (donde se realizaron las intervenciones y los signos de los coeficientes son negativos) los ministros fueron distintos en cada uno de ellos. Por último, el año que requirió un mayor tratamiento de intervenciones fue el año 2002, claramente justificadas por la situación de aguda crisis que vivió el Uruguay. Por si sólo y por la dimensión en términos de personas afectadas e intensidad de la misma explica los tratamientos requeridos en la serie.

Cabe destacar como otro elemento que ayude a interpretar las intervenciones que la informatización de los hechos policiales a nivel de cada Seccional de Policía del departamento es muy reciente en el tiempo (mediados de 2001 – principios del 2002). Este factor incidió positivamente en la confiabilidad de los datos de denuncia, dado que redujo significativamente las eventuales discrecionalidades, aunque claro está que para el período analizado, casi no tiene relevancia.

25. Además en 1994-1995 y 2005, no sólo hubo cambio de administración sino que cambiaron los partidos que la ejercían o ejercen.

Por último, el análisis de la estacionalidad – que se recoge a través de las tres variables notadas con SEAS, dio significativo en su conjunto, evidenciándose la existencia de un patrón estacional, cuyo pico más bajo se sitúa en el primer trimestre (equivalente casi el 60% de la media). Esta comprobación no resulta consistente con algunas teorías de victimización (que no han sido desarrolladas en el presente trabajo), referidas a que el mayor grado de exposición de las víctimas potenciales – que ocurre fundamentalmente durante los meses de verano, con mayores salidas a actividades de recreación y esparcimiento nocturno - debería aumentar la ocurrencia de delitos contra la propiedad. No obstante, dicho patrón estacional presumiblemente se encuentre más que compensado por la razón de que es precisamente en esos meses donde la población del departamento decrece por las vacaciones de verano, y por lo tanto bajan las potenciales víctimas, a lo que se le podría adicionar – en términos especulativos – la “migración de victimarios a otras zonas del país, más atractivas en función de la actividad delictiva.

V.5 Los determinantes de largo plazo de la Tasa de Rapiñas en Montevideo

Una vez realizado el análisis univariante de la tasa de rapiñas, se investigó la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables, utilizando para ello la metodología de Johansen.

Retomando lo expuesto en capítulos anteriores, en este trabajo, además de la variable a explicar (“criminalidad e Montevideo”, aproximada con el indicador “tasa de denuncia de rapiñas de Montevideo” – *trap* -), se incorporan, siguiendo al modelo teórico privilegiado, un conjunto de variables agrupadas en las siguientes categorías:

1. **(C₁) Distribución del Ingreso de los hogares de Montevideo:** aproximada mediante tres variables que dan cuenta de la desigualdad en el ingreso de los hogares de Montevideo: (1) *ypyr*, cociente entre los ingresos promedios del límite superior del primer quintil y el límite inferior del último quintil; (2) *ypyma*, cociente entre los ingresos promedios del límite superior del primer quintil y el valor de la mediana del ingreso de los hogares y (3) *ypyme*, cociente entre los ingresos promedios del límite superior del primer quintil y el valor de la media del ingreso de los hogares. En todos los casos se trabajó con sus transformaciones logarítmicas.
2. **(C₂) Evolución del Ingreso de los Hogares de Montevideo:** en este caso se trabaja con valores constantes (Base 2001) de: (1) *yemcte*, valor constante del ingreso medio de los hogares; (2) *yq1cte*, valor constante del ingreso de los hogares correspondientes al primer quintil de distribución y (3) *yq5cte*, valor constante del ingreso de los hogares correspondientes al quinto quintil de distribución. En todos los casos se trabajó con sus transformaciones logarítmicas.
3. **(C₃) Mercado de trabajo de Montevideo:** esta categoría incluye a: (1) *tdh24m*, tasa de desempleo de hombres menores de 25 años; (2) *tdhm*: tasa de desocupación masculina; (3) *tdjhm*: tasa de desocupación jefe de hogar, (4) *tdmm*, tasa de desocupación femenina. En todos los casos se trabajó con sus transformaciones logarítmicas.
4. **(C₄) Evolución del nivel de actividad de la economía de Uruguay:** las variables seleccionadas fueron: (1) *IVFpib*, índice de volumen físico del producto bruto interno; (2) *IVFcon*, índice de volumen físico del sector construcción; (3) *IVFcom*, índice de volumen físico del sector comercio.
5. **(C₅) Factores Disuasivos para la comisión de Delitos:** en esta categoría se agrupan tanto las variables que dan cuenta de la labor policial (que afectan la probabilidad de que el ofensor resulte descubierto y atrapado) como a la pena impuesta por la ofensa cometida (castigo por el delito). Comprende entonces a tres

indicadores de la eficiencia policial en Montevideo y la evolución de la población reclusa del Uruguay: (1) **IEFdet**, cociente entre la cantidad de detenciones policiales sobre la suma de denuncias de delitos de Hurtos más Rapiñas; (2) **IEFrem**, cociente entre la cantidad de personas remitidas por la policía a la justicia sobre la suma de denuncias de delitos de Hurtos más Rapiñas; (3) **IEFremdet**, cociente entre la cantidad de remitidos sobre la cantidad de detenciones policiales y (4) **VARrec**, variación de la cantidad de población reclusa en Uruguay.

Como queda evidenciado, las cinco categorías de variables explicativas permiten someter a prueba las hipótesis planteadas en el marco teórico. En particular, las cuatro primeras no incluyen a las variables vinculadas a la “hipótesis disuasiva”, o sea, aquellas sobre las cuales la autoridad pública, tradicionalmente vinculada al control, represión y castigo del crimen, no tiene capacidad discrecional de actuación.

Siguiendo los antecedentes de otros trabajos vinculados al tema, la estrategia empírica a seguir será primero intentar estimar un modelo que permita representar las relaciones de largo plazo entre la criminalidad y el resto de las categorías dejando de lado las vinculadas a la actuación policial y de la justicia. Por lo tanto se estimará un vector de variables endógenas y_t con la siguiente especificación: $y_t = [trap, C_i]$; con C_i ($i = 1,2,3,4$), representando las primeras cuatro categorías de variables explicativas referida precedentemente.

Una vez estimado dicho modelo, que en sí mismo representará un resultado relevante para este trabajo, en segunda instancia se incorporarán entonces las variables vinculadas a la hipótesis de disuasión, procurando estimar un modelo que permita representar las relaciones de largo plazo anteriores pero que incorporen además la eficiencia del trabajo policial y las penas por los delitos cometidos. En este caso se estimará un vector de variables endógenas y_t con la siguiente especificación: $y_t = [trap, C_i]$; con C_i ($i = 1,2,3,4,5$), donde se le agrega en este vector la quinta categoría que incorpora las variables asociadas a la hipótesis de disuasión.

El esquema que se sigue en cada una de las estimaciones planteadas es el siguiente: a) se estima el vector de variables endógenas, b) se realiza el test de Johansen para determinar la cantidad de relaciones de largo plazo entre las variables incluidas en el vector, c) se especifica(n) la(s) relación(es) de largo plazo irrestrictas, d) se realizan los contrastes de exclusión y exogeneidad débil de las variables incluidas en el vector,

e) se especifica(n) la(s) relación(es) de largo plazo restringida en función de los resultados del paso anterior y f) se presentan los resultados de dicha estimación²⁶.

V.5.1 Modelización SIN hipótesis de disuasión

Se estudió la relación entre la tasa de denuncias de rapiñas (*trap*), la desigualdad en la distribución de los ingresos de los hogares en Montevideo, el nivel de ingreso, el mercado de trabajo y el nivel de actividad de la economía.

Utilizando la metodología de Johansen para investigar la existencia de relaciones de cointegración, es decir la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre dichas variables, la mejor especificación del modelo a la que se llegó fue aquella que presenta como vector de variables endógenas y_t al siguiente:

$$y_t = [trap, tdh24m, lpyr]$$

Para realizar el Test de Johansen se incluyó un término constante, variables estacionales y adicionalmente variables *dummy* para recoger observaciones anómalas en:

Escalones en las fechas: *III-trim./1997, II-trim./2002*
 Impulsos en las fechas: *I-trim./1995, III-trim./2002, I-trim./2005*
 Cambio transitorio en las fechas: *I-trim./2002*

Las observaciones anómalas también se detectaron en la modelización univariante de la tasa de rapiñas, siendo explicadas en tal ocasión. Además los dos escalones resultaron significativos para la variable de tasa de desocupación utilizada. Nuevamente cabe destacar que el año correspondiente a la crisis económica (2002) fue el que presentó mayor cantidad de anomalías que requirieron de intervenciones en el modelo de estimación.

El resultado de las estimaciones se presenta en la Tabla 7:

Tabla 7. Modelo Multivariante SIN variables de "Hipótesis de Disuasión"							
Vectores de cointegración normalizados		Variables				Autovalor	Estadístico de Razón de Verosimilitud
		trap	log(ypr)	Tdh24m	Constante		
(H0: r=0)	1	1.000	22.632	-0.529	-70.416	0.272	37.651*

26. Las salidas correspondientes a los modelos estimados se presentan en detalle en el anexo "Modelo Multivariante"

(H0: r<=1)	2	0.006	1.000	0.009	-3.657	0.136	13.762
(H0: r<=2)	3	-0.505	110.670	1.000	-379.274	0.035	2.725

(*) Significativo al 5%.

Se encontró que existe una única relación de equilibrio (de largo plazo) entre las variables al 5%. De acuerdo al criterio Akaike (AIC), se eligió 1 sólo retardo para la estimación del modelo. La relación de equilibrio de largo plazo estimada es la siguiente:

$$lrap = 70,416 - 22,632lpyr + 0,529tdh24m$$

Se realizaron los contrastes de exclusión de las variables sobre el vector de cointegración (sobre los β de la matriz Π), para determinar si una variable está ausente de la relación de largo plazo, o sea, que el comportamiento de largo plazo del sistema no depende de esa variable.

El resultado fue que los coeficientes β correspondientes a las tres variables *trap*, *tdh24m* y *lpyr* eran estadísticamente distintos de 0.

Se investigó la exogeneidad débil de las variables, testeando si los α de la matriz de cointegración resultaban significativamente distintos de 0. Si una variable es débilmente exógena, entonces ésta no reacciona ante desviaciones de las relaciones de largo plazo, es decir, no se ajusta endógenamente dentro de la relación de equilibrio. La única variable que resultó débilmente exógena fue la desigualdad de ingresos de los hogares de Montevideo (*lpyr*).

El modelo se reestimó con la restricción de exogeneidad de la variable *lpyr*, llegándose a un resultado muy similar al estimado en forma irrestricta. A continuación se presenta la estimación restringida de la relación de largo plazo:

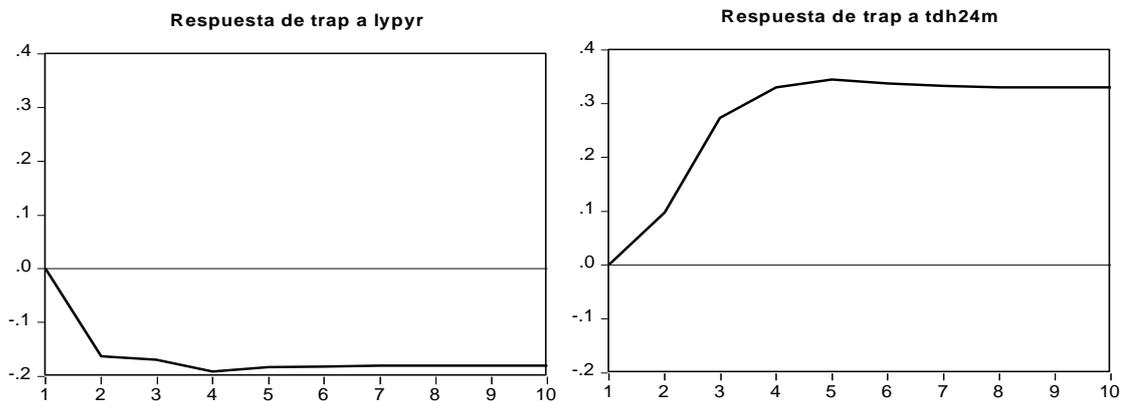
$$lrap = 54,57 - 18,278lpyr + 0,58tdh24m$$

Por su parte, coeficiente del mecanismo de corrección del error en la ecuación de la tasa rapiñas, indica que la velocidad de ajuste ante apartamientos en la relación de largo plazo es de aproximadamente 12% por trimestre.

Por último se realizó el análisis de impulso y respuesta que se presenta en el Gráfico 31. En la misma se sugiere que ante un choque proveniente de la distribución del ingreso, la tasa rapiñas demoran 4 trimestres en absorber dicha innovación, de igual forma que si el choque proviene de la tasa de desocupación de los jóvenes.

Gráfico 31. Función de Impulso Respuesta

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Los principales resultados obtenidos en esta primer modelización resultan ser:

- a) Especificación del vector de variables endógenas: En este caso se destacan dos aspectos relevantes, por un lado las categorías que no resultaron representadas en el vector y por el otro, dentro de los que sí están representados, las variables que resultaron estadísticamente significativas luego de las sucesivas pruebas realizadas.

El vector no recoge las variables vinculadas a la evolución de los ingresos reales de los hogares. Se había optado por indicadores que reflejaran los ingresos medios de los hogares de Montevideo, así como los específicos de los hogares más pobres y más ricos en la distribución. La interpretación más plausible de este resultado es que los niveles absolutos de los ingresos quedan afuera de toda explicación de la evolución de los delitos en el departamento. Este resultado adquiere mayor significación en tanto se utiliza con indicador de la criminalidad a la tasa de denuncia de un delito contra la propiedad. No quedan verificadas empíricamente las corrientes que explican el delito por motivaciones vinculadas al "botín esperado" en la ofensa, ya que de haber sido así, por ejemplo la evolución del ingreso de los sectores más ricos de la población debió formar parte del vector. Tampoco se verifica como motivación para delinquir los niveles absolutos de ingreso de la población más desfavorecida. Estos resultados no coinciden con otros estudios similares, donde por ejemplo en Sarmiento y Becerra (1998)²⁷, si bien no encontraron una relación positiva entre crimen y pobreza, si la obtuvieron con la riqueza, al comparar los niveles de delito (medidos con tasas de homicidios y no de robo como se hace en este trabajo), entre distintas localidades de

27. Referencias tomadas de Gutiérrez, J. y Gallo Cubillos, D. (2000)

Colombia, encontraron que la violencia era más intensa en aquellas localidades con mejores ingresos relativos).

Asociado a lo indicado en el párrafo anterior, es necesario también relativizar el resultado encontrado respecto de la exclusión de las variables vinculadas a los niveles de ingresos de los hogares, en el sentido que un posible tratamiento podría haber sido la inclusión de variables que den cuenta de la evolución de los ingresos provenientes de la actividad legal e ilegal, de forma tal que de acuerdo a la literatura se debería esperar que la tasa de crimen responda positivamente al ingreso ilegal y negativamente al ingreso legal. En estudios de Núñez, J. et al (2003) y Entorf y Spengler (2000) se confirman los resultados esperados por la teoría. Sin embargo esta opción no fue posible dada la estrategia empírica seleccionada; su aplicación es más frecuente en estudios con base a datos de panel que permiten comparaciones simultáneas entre diferentes regiones.

Pero también quedaron fuera todas las variables vinculadas al nivel de actividad de la economía del país tanto para el total de la misma como para los dos sectores (construcción y comercio) que en principio, aparecen como los de mayor vinculación con la población tipificada como potencial ofensora, en tanto demandante potencial de fuerza de trabajo. Este resultado refleja cierta independencia de la actividad delictiva respecto de la actividad económica. Sin embargo su interpretación no es directa dado que los efectos del ciclo económico pueden, en parte, reflejarse en las variables asociadas al mercado de trabajo y al ingreso de los hogares, ambas incluidas en el vector. Asimismo, cabe aclarar que este resultado, en principio, no se corresponde con los encontrados en algunos trabajos similares, tal es el caso de Rubio (1994), Montenegro y Posada (1994)²⁸. Ambos trabajos estudiaron la relación entre el crecimiento del producto y la tasa de homicidios para el caso de Colombia. En estos trabajos se encuentra una relación entre ambas variables, explicada fundamentalmente a través de la incidencia negativa del delito la inversión ya que actúa como factor de riesgo sobre los derechos a la propiedad. Asimismo, en estos trabajos se estima el nivel o umbral de tolerancia del delito, que cuando resulta superado, la criminalidad comienza a frenar el crecimiento de la economía.

En otros trabajos donde el crecimiento del producto resulta significativos se utiliza el producto *per cápita* y no el producto total o sectorial como en éste. Tal es el caso, por ejemplo de Rodríguez, A (2003) donde se encuentra evidencia empírica

28. Ambas referencias tomadas de Gutiérrez, J. y Gallo Cubillos, D. (2000)

respecto de la relación positiva entre la renta *per cápita* y los niveles de criminalidad, medido mediante una tasa construida como el cociente entre el total de delitos sobre la población.

Para el presente trabajo, se desechó la utilización de la renta *per cápita* dado que se incorporaron variables específicas de la evolución de los ingresos de los hogares, las que se entendieron más representativas del nivel de riqueza absoluta de los mismos.

Por su parte, en el vector queda representada la categoría de mercado de trabajo a través de la tasa de desocupación de los jóvenes varones entre 14 y 24 años. En principio era el resultado más probable teniendo en cuenta la tipificación de la población ofensora realizada en capítulos anteriores. No obstante, la no significación estadística de la tasa de desocupación del jefe del hogar podría, en principio, mostrar evidencia respecto a que el delito podría no ser el resultado de una estrategia de los hogares en su conjunto y que, cuando el preceptor principal (lo que supone aceptar que generalmente se identifica la jefatura del hogar con el miembro que aporta los mayores ingresos al mismo), pierde su empleo y por tanto las posibilidades de realización de sus miembros quedan comprometidas, los miembros con mayor aptitud salen a delinquir como opción estratégica de conseguir ingresos para el hogar. Tampoco resultó significativa la tasa de desocupación femenina. Su inclusión intentaba recoger el doble efecto de hogares monoparentales y con jefatura femenina, que parece caracterizar los arreglos familiares de los hogares de Montevideo en los últimos años. Ciertamente es que parcialmente esta característica ya estaba incorporada en la tasa anterior. Sin embargo el resultado no debe interpretarse como evidencia de que las características de los hogares quedan fuera de toda explicación de los delitos, más bien reflejan las limitaciones en el planteo de este trabajo. Queda como planteo para futuros trabajos análisis que incorporen variables que den mejor cuenta de la estructura y composición de los hogares, es decir, proporción de hogares monoparentales, cantidad de miembros y edades, etc. En resumen el resultado parece inclinarse a favor de las corrientes que explican las carreras delictivas de los jóvenes como estrategias asociadas al capital social perverso, o incluso de corte más sociológico como respuesta a factores de exclusión estructural.

Por último en el vector queda representada la desigualdad en la distribución del ingreso por la variable que en principio parecía recoger mejor el fenómeno entre los tres indicadores propuestos. En definitiva, la distancia entre el ingreso del más rico de los pobres y el más pobre de los ricos es la que forma parte de la relación

de largo plazo con el nivel de delitos, que en el caso de este trabajo se vinculan a delitos con motivación económica.

- b) Relación de equilibrio de largo plazo (irrestringida y restringida): En principio, los signos de la relación fueron los esperados. Las rapiñas en Montevideo aumentan cuando aumenta la desocupación de los jóvenes varones entre 14 y 24 años, pero disminuye si mejora la relación de ingresos en el departamento, es decir si se acorta la distancia de ingresos entre el menos pobre entre los pobres y el menos rico entre los ricos.

Como se puede apreciar, tanto en la estimación irrestringida como restringida coeficiente de *lypyr* es muy superior al de *tdh24m*, lo que indica que es más importante y determinante el impacto en la desigualdad de los ingresos sobre la ocurrencia de delitos contra la propiedad que la condición de desocupación de los jóvenes.

Estos resultados en la relación de largo plazo son consistentes con el marco teórico utilizado en este trabajo. Notoriamente la presencia de la tasa de desempleo en la relación de largo plazo reafirma las hipótesis presentes en Becker y Ehrlich, respecto a que el desempleo reduce las posibilidades de ingresos legales y actúa como incentivo para actividades delictivas en tanto se reducen los costos de oportunidad. Pero al respecto, en el ya citado trabajo de Núñez, J. et al (2003), donde se trabaja con delitos asociados a motivaciones “pasionales” y no sólo a motivos económicos como en el presente trabajo, la desocupación también presenta una relación positiva y significativa, lo que puede sugerir que las razones detrás del impacto del desempleo sobre los actos delictivos excede a las hipótesis que lo vinculan sólo por medio de reducir las posibilidades de ingreso legal.

Siguiendo el hilo de la conjetura planteada y recurriendo a trabajos de corte más sociológicos (Kessler, G. et al; 2001), de hecho las derivaciones sobre la conducta individual de los jóvenes respecto a que sus oportunidades laborales se limitan a empleos precarios e inestables, cuando los consiguen o a una clara probabilidad de no encontrarlos, “*toda una red de sentido derivada del empleo también entra en crisis...y la experiencia cotidiana de estos jóvenes se delinearía en una zona gris entre lo legal y lo ilegal en la que se encuentran disponibles una serie de acciones*”.

- a) Vinculado a lo anterior, e independientemente del valor absoluto de los coeficientes de las variables, se destaca un mayor poder explicativo de la distribución del ingreso, respecto de la tasa de desocupación. En este último caso, es muy posible que el indicador de desempleo utilizado en el ejercicio no

sea el más adecuado, o resultara insuficiente. Ello marca la necesidad de incorporar otras variables vinculadas al mercado de trabajo, no consideradas a esta altura del desarrollo del trabajo, como pueden ser la tasa de desempleo del jefe del hogar, duración del desempleo, cantidad de jóvenes que no trabajan ni estudian, etc.

- b) Por otro lado, era esperable que la variable proporción del ingreso de los hogares pobres respecto de los ricos fuera débilmente exógena, aunque los test estadístico realizados a tales efectos, contradijeron esta presunción. Este punto requerirá de mayor análisis en la versión definitiva del trabajo.
- c) El avance de investigación presentado en este artículo, pone de manifiesto la necesidad, como ya fuera anunciado reiteradamente, de incorporar otra batería de variables explicativas vinculadas al fenómeno delictivo. Por ejemplo, aquellas que permitan una aproximación al esfuerzo preventivo o disuasivo del delito por parte de las autoridades públicas pertinente, vinculadas a los parámetros S y p , del modelo teórico seguido.
- d) Asimismo, y siguiendo la teoría del capital social, parece recomendable la inclusión de variables que expresen el mayor o menor grado de integración social, habiéndose omitido hasta el momento variables que den cuenta de la estructura y composición de los hogares, es decir, proporción de hogares monoparentales, cantidad de miembros y edades.

V.5.2 Modelización CON hipótesis de disuasión

Posteriormente, y con base a la modelización anterior, se incluyeron variables asociadas a la hipótesis de disuasión, es decir al desempeño de la policía para capturar a los delincuentes y al castigo por los delitos cometidos.

Por lo tanto se estudió la relación entre la tasa de denuncias de rapiñas (*trap*), la desigualdad en la distribución de los ingresos de los hogares en Montevideo, el nivel de ingreso, el mercado de trabajo, el nivel de actividad de la economía y los factores de disuasión.

Nuevamente utilizando la metodología de Johansen para investigar la existencia de relaciones de cointegración, se llegó a que ²⁹ la mejor especificación del vector de variables endógenas y_t fue el siguiente: $y_t = [trap, tdh24m, ypyr, ieprem]$

Para realizar el Test de Johansen se incluyó variables estacionales y adicionalmente variables *dummy* para recoger observaciones anómalas en:

Escalones en las fechas: *I-trim./1997, II-trim./1998, II-trim./2002*

Impulsos en las fechas: *III-trim./1990, I-trim./1995, III-trim./2002, I-trim./2005*

Cambio transitorio en las fechas: *I-trim./2002*

Las observaciones anómalas también se detectaron en la modelización univariante de la tasa de rapiñas, siendo explicadas en tal ocasión. Las dos que se agregan al modelo multivariado anterior, son significativos para la variable *ieprem*. Una vez más el año correspondiente a la crisis económica (2002) fue el que presentó mayor cantidad de anomalías que requirieron de intervenciones en el modelo de estimación.

El resultado de las estimaciones se presenta en el siguiente cuadro:

Vectores de cointegración normalizados		Variables				Autovalor	Estadístico de Razón de Verosimilitud
		trap	log(ypyr)	tdh24m	ieprem		
(H0: r=0)	1	1.000	7.222	-0.576	7.254	0.401	48.286**
(H0: r<=1)	2	0.034	1.000	0.071	2.256	0.102	9.902
(H0: r<=2)	3	-4.181	79.678	1.000	88.476	0.012	1.818
(H0: r<=3)	4	-0.046	0.864	-0.015	1.000	0.004	0.307

(**) Significativo al 1%

Se encontró que existe una única relación de equilibrio (de largo plazo) entre las variables al 1%. De acuerdo al criterio Akaike (AIC), se eligió 1 sólo retardo para la estimación del modelo. La relación de equilibrio de largo plazo estimada es la siguiente:

$$lrap = -22,632lypyr + 0,529tdh24m - 7,254ieprem$$

En principio, los signos de la relación fueron los esperados. Nuevamente las rapiñas en Montevideo aumentan cuando aumenta la desocupación de los jóvenes y disminuyen si mejora la relación de ingresos en el departamento, pero también disminuyen cuando mejora la eficiencia policial que, con base en el indicador seleccionado corresponde al caso en que aumenta la razón entre remitidos a la justicia y la cantidad de delitos cometidos contra la propiedad (rapiñas y hurtos) en el departamento.

Se realizaron los contrastes de exclusión de las variables sobre el vector de cointegración (sobre los β de la matriz Π), para determinar si alguna de las variables están ausentes de la relación de largo plazo. El resultado fue que los coeficientes β correspondientes a las cuatro variables *lrap*, *lypyr*, *tdh24m* y *ieprem* fueron estadísticamente distintos de 0³⁰.

30. Las correspondientes salidas se presentan en el anexo "Modelo Multivariante"

Nuevamente se investigó la exogeneidad débil de las variables, testeando si los α de la matriz de cointegración resultaban significativamente distintos de 0. Otra vez *lpyyr* resultó débilmente exógena al igual que *ieprem*³¹.

El modelo se reestimó con la restricción de exogeneidad de las variables *lpyyr* y *ieprem*, llegándose a un resultado muy similar al estimado en forma irrestricta. A continuación se presenta la estimación restringida de la relación de largo plazo:

$$lrap = -7,163lpyyr + 0,581tdh24m - 7,122ieprem$$

Como se puede apreciar, los coeficientes de *lpyyr* y *ieprem* resultan muy superiores al de *tdh24m*, lo que indica que los impactos de la desigualdad de los ingresos o de la eficiencia de la actuación policial sobre la ocurrencia de delitos contra la propiedad resultan mayores y más determinantes que la condición de desocupación de los jóvenes.

El coeficiente del mecanismo de corrección del error en la ecuación de las rapiñas, indica que, en este caso, la velocidad de ajuste ante apartamientos en la relación de largo plazo es de aproximadamente 19% por trimestre.

El análisis de impulso y respuesta sugiere que las tasas de rapiñas demoran 4 trimestres en absorber choques provenientes de las tres variables, la distribución del ingreso, la tasa de desocupación de los jóvenes y la eficiencia policial.

Función de Impulso - Respuesta

Response to Cholesky One S.D. Innovations



31. Las correspondientes salidas se presentan en el anexo "Modelo Multivariante"

Conclusiones:

Kessler pág. 37

Chile: pág. 74

México: pág. 191

Marco Antonio del Río, todo creo

->Kessler. G.

Desigualdad = segregación interclase

Desempleo = conciencia de que

R Castel (1995, tomado de Kessler), “en la postguerra el el Estado de Bienestar, al disminuir los riesgos sociales, permitió acrecentar los grados de libertad individual. Décadas más tarde, la crisis de la sociedad salarial hizo recrudecer un individualismo negativo (entendido como cuando los individuos están obligados a valerse únicamente por sí mismos debido a un déficit de los marcos de protección materiales y simbólicos) que afecta hoy a los grupos más vulnerables, cuyo horizonte es la atomización, el aislamiento y la desafiliación.

Uso innecesario de la violencia, como forma de neutralizar al oponente, es indicador de la poca confianza en sí mismos y en las víctimas. Falta de profesionalidad criminal y por ende precarización del delito.

Un factor central para minimizar el riesgo es lo que llaman “suspensión de la conciencia” se logra como un acto grupal y no individual.

Lance Lochner (1999)

Una investigación efectuada por Lance Lochner (1999), llega a similar conclusión a partir de un modelo dinámico de decisiones de trabajo, inversión en capital humano y crímenes cometidos. Allí el autor desarrolla el tema de porqué los más viejos, más inteligentes y más educados trabajadores tienden a cometer menos y son menos propensos a cometer crímenes que otro tipo de población. La edad y la educación están más negativamente correlacionados con los crímenes que requieren poca calificación del individuo. El modelo desarrollado por Lochner es utilizado para analizar el impacto de la educación, el entrenamiento y el trabajo subsidiado sobre el comportamiento criminal. Parte de la afirmación que la educación debe servir para frenar la criminalidad, aumentando los retornos privados del trabajo. Expectativas de salarios o de mayores salario futuros reducen el costo de oportunidad del crimen. Está de acuerdo con que el crimen genera externalidades negativas a la sociedad.

Entre los resultados obtenidos con el modelo, Lochner encuentra, primero, que inversión en subsidios incrementa el capital humano y reduce las tasas de criminalidad. Segundo, que en el largo plazo bajos impuestos sobre los salarios incrementa la inversión en capital humano y reduce el crimen en todas las edades. Tercero, Ceteris Paribus, los individuos con mayor capacidad y habilidad de aprender, A , invertirán más en su formación y cometerán menos crímenes en su edad adulta. Para trabajadores adolescentes, el crimen no está afectado por A . Cuarto, los individuos con baja habilidad criminal, σ , invertirán más en su formación y cometerán menos crímenes en todas las edades. El autor “concluye que la criminalidad es un problema que se da entre jóvenes sin educación. Individuos con baja cultura son los que más participan en actividades delincuenciales porque los beneficios que pueden esperar de su trabajo o educación son muy bajos. Por tanto, políticas que aumenten los conocimientos y las destrezas de los niños y los adolescentes así como las encaminadas a motivarlos a terminar con sus estudios pueden tener un impacto importante en la criminalidad”.

V.5.3 Modelización auxiliar al modelo CON hipótesis de disuasión

Para fundamentar la respuesta a la interrogante planteada precedentemente, se estudió la relación entre la variación de población reclusa en el Uruguay $var\ rec$ (incluida en la categoría de los factores de disuasión del delito) y la desigualdad en la distribución de los ingresos de los hogares en Montevideo $lypyr$.

Nuevamente utilizando la metodología de Johansen para investigar la existencia de relaciones de cointegración, se llegó a que ³² la mejor especificación del vector de variables endógenas y_t fue el siguiente: $y_t = [var\ rec, lypyr]$

Para realizar el Test de Johansen se incluyó variables estacionales y adicionalmente variables *dummy* para recoger observaciones anómalas en:

Impulsos en las fechas: $IV\text{-trim.}/1988, I\text{-trim.}/1990, I\text{-trim.}/1991, IV\text{-trim.}/2005$

El resultado de las estimaciones se presenta en el siguiente cuadro:

Vectores de cointegración normalizados	Variables		Autovalor	Estadístico de Razón de Verosimilitud
	Varrec	log(ypyr)		
(H0: r=0) 1	1.000	-0.305	0.168	12.926*
(H0: r<=1) 2	-4.023	1.000	0.002	0.181

(*) Significativo al 5%

Se encontró que existe una única relación de equilibrio (de largo plazo) entre las variables al 5%. De acuerdo al criterio Akaike (AIC), se eligió 1 sólo retardo para la estimación del modelo. La relación de equilibrio de largo plazo estimada es la siguiente:

$$\text{var } rec = -0,305lpyr$$

En principio, el signo de la relación fue el esperado.

Se realizaron los contrastes de exclusión de las variables sobre el vector de cointegración (sobre los β de la matriz Π), para determinar si alguna de las variables están ausentes de la relación de largo plazo. El resultado fue que los coeficientes β correspondientes a las dos variables fueron estadísticamente distintos de 0³³.

Nuevamente se investigó la exogeneidad débil de las variables, testeando si los α de la matriz de cointegración resultaban significativamente distintos de 0, resultando serlo para el caso de *lpyr*.

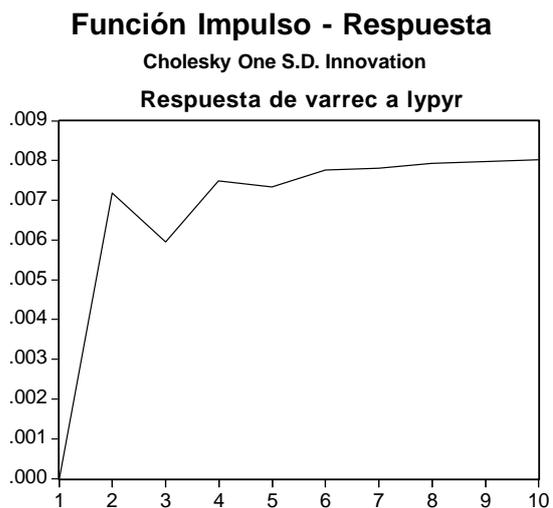
El modelo se reestimó con la restricción de exogeneidad en *lpyr* llegándose a un resultado muy similar al estimado en forma irrestricta. A continuación se presenta la estimación restringida de la relación de largo plazo:

$$\text{var } rec = -0,304lpyr$$

El coeficiente del mecanismo de corrección del error en la ecuación de las rapiñas, indica que, en este caso, la velocidad de ajuste ante apartamientos en la relación de largo plazo es de aproximadamente 30% por trimestre.

El análisis de impulso y respuesta sugiere que la variación de reclusos demoran 4 trimestres en absorber choques provenientes de la distribución del ingreso.

33. Las correspondientes salidas se presentan en el anexo "Modelo Multivariante"



VII. Bibliografía Consultada

- Uribe Jaramillo, Carolina (2001), "Inseguridad en América Latina"
- Buvinic, M, Morrison, A y Orlando, M.B. (2002), "Violencia, Crimen y Desarrollo Social en América Latina y el Caribe"
- Sánchez, Claudia y Agudelo, Carlos (2000) "¿Entendemos Mejor la Violencia?"
- Kliksberg, Bernardo (2002), "El crecimiento de la criminalidad en América Latina: Un tema urgente"
- Lederman, Daniel (2000) "Ciencia, investigación y políticas públicas: El curioso caso del crimen y la violencia en América Latina"
- Banco Mundial (1999) -Cruz, José Miguel, Argüello, Alvaro, González, Francisco- "Los factores sociales y económicos asociados al crimen violento en El Salvador"
- Banco Mundial (1999), "Tendencias y causas del delito violento en el Distrito Federal"
- Diez, Amor et al, (2000), "Análisis microeconómico de los datos criminales: factores determinantes de la probabilidad de denunciar un delito."
- Adorno, Sergio (2001), "Exclusión socioeconómica y violencia urbana"
- Fajnzylber, Pablo, Daniel Lederman y Norman Loayza. 1998. "A Review of the Economic Literature on the Causes of Crime."
- Dilulio, John J., Jr. (1996). "Help Wanted: Economists, Crime and Public Policy." The Journal of Economic Perspectives. Vol. 10 Num. 1, Winter 1996: pág. 3-24.
- Freeman, Richard B. (1996). "Why Do So Many Young American Men Commit Crimes and What Might We Do About It?" The Journal of Economic Perspectives. Vol. 10 Num. 1, Winter 1996: pág. 3-24 The Journal of Economic Perspectives. Vol. 10 Num. 1, Winter 1996: pág. 25-42.
- Ehrlich, Isaac (1973). "Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation". Journal of Political Economic, Vol. 8, Num. 3: Pág. 521-565.
- Ehrlich, Isaac (1996). "Crime, Punishment, and the Market for Offenses". The Journal of Economic Perspectives. Vol. 10 Num. 1, Winter 1996: pág. 43-67.
- Cruz, José Miguel, Argüello, Alvaro, González, Francisco (1999) "Los factores sociales y económicos asociados al crimen violento en El Salvador"
- Valle Carmona, Adriana (XXX), "El análisis económico del delito como marco conceptual para explicar la inseguridad pública en el Distrito Federal, La Gaceta de Economía. Año 6, Num.11: pág. 169-198.
- Caballero, S.Grosso, S. Pouquette, M. (2006). "Victimización en América Latina". Monografía de Grado. Facultad de Ciencias Económicas, UdelAR.
- Núñez, J., Rivera, J., Villavicencio, X., Molina, O: (2003). Determinantes Socioeconómicos y Demográficos del Crimen en Chile. Evidencia desde un panel de datos de las regiones chilenas". Estudios de Economía. Vol. 30, Num.1, Junio 2003: pág. 55-85.
- Becker, G. S. (1968). "Crime and Punishment: An Economic Approach". Journal of Political Economy, Vol 76: pág.169-217.
- Rodríguez Andrés, A. (2003) "Los determinantes socioeconómicos del delito en España". Revista Española de Investigación Criminológica, REIC AC 01-03.

Golbert, L., Kessler, G.: "Cohesión social y violencia urbana" en Constantino Vaitsos et al Cohesión social y gobernabilidad económica de la Argentina; Eudeba/ PNUD; Buenos Aires, 2001.

ANEXO: Test RAICES UNITARIAS

I. Indicador de la variable a explicar

1. TASA DE RAPIÑAS EN MONTEVIDEO CADA 10.000 HABITANTES (trap)

Null Hypothesis: D(TRAP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.241298	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.595745	
5% level	-1.945139	
10% level	-1.613983	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TRAP,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:1 2005:4

Included observations: 76 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TRAP(-1))	-1.300645	0.208393	-6.241298	0.0000
D(TRAP(-1),2)	0.232705	0.157966	1.473138	0.1450
D(TRAP(-2),2)	0.132571	0.107495	1.233275	0.2214
R-squared	0.551817	Mean dependent var		-0.053425
Adjusted R-squared	0.539538	S.D. dependent var		1.744241
S.E. of regression	1.183596	Akaike info criterion		3.213665
Sum squared resid	102.2657	Schwarz criterion		3.305668
Log likelihood	-119.1193	Durbin-Watson stat		1.736356

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: TRAP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.115756	0.7060
Test critical values:		
1% level	-3.515536	
5% level	-2.898623	
10% level	-2.586605	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TRAP)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:2 2005:4

Included observations: 79 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRAP(-1)	-0.043220	0.038736	-1.115756	0.2680
C	0.397840	0.315166	1.262318	0.2106
R-squared	0.015910	Mean dependent var		0.084257
Adjusted R-squared	0.003130	S.D. dependent var		1.269641
S.E. of regression	1.267652	Akaike info criterion		3.337201
Sum squared resid	123.7346	Schwarz criterion		3.397187
Log likelihood	-129.8194	F-statistic		1.244912
Durbin-Watson stat	1.924768	Prob(F-statistic)		0.267996

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

II. Descriptivas de ingreso de hogares y la distribución del mismo

1. INDICADOR (1) DESIGUALDAD INGRESO DE LOS HOGARES DE MONTEVIDEO (logpyr)

Null Hypothesis: D(YPYR) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.424908	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.524233	
5% level	-2.902358	
10% level	-2.588587	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YPYR,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1988:1 2005:4

Included observations: 72 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(YPYR(-1))	-3.082703	0.568250	-5.424908	0.0000
D(YPYR(-1),2)	1.363943	0.523628	2.604796	0.0114
D(YPYR(-2),2)	1.050633	0.457736	2.295280	0.0250
D(YPYR(-3),2)	0.840002	0.384937	2.182181	0.0328
D(YPYR(-4),2)	0.781021	0.296314	2.635790	0.0105
D(YPYR(-5),2)	0.557501	0.189700	2.938852	0.0046
D(YPYR(-6),2)	0.275427	0.091310	3.016385	0.0037
C	-0.220452	0.171149	-1.288072	0.2024
R-squared	0.839145	Mean dependent var		-0.054484
Adjusted R-squared	0.821552	S.D. dependent var		3.323160
S.E. of regression	1.403806	Akaike info criterion		3.620691
Sum squared resid	126.1230	Schwarz criterion		3.873654
Log likelihood	-122.3449	F-statistic		47.69640
Durbin-Watson stat	2.027253	Prob(F-statistic)		0.000000

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: YPYR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.405835	0.1435
Test critical values:		
1% level	-3.516676	
5% level	-2.899115	
10% level	-2.586866	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YPYR)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:3 2005:4

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPYR(-1)	-0.235887	0.098048	-2.405835	0.0186
D(YPYR(-1))	-0.409758	0.106922	-3.832301	0.0003
C	6.791382	2.861913	2.373022	0.0202
R-squared	0.329233	Mean dependent var		-0.066012
Adjusted R-squared	0.311346	S.D. dependent var		2.284793
S.E. of regression	1.896039	Akaike info criterion		4.155114
Sum squared resid	269.6224	Schwarz criterion		4.245756
Log likelihood	-159.0494	F-statistic		18.40617
Durbin-Watson stat	1.855480	Prob(F-statistic)		0.000000

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

2. INDICADOR (2) DESIGUALDAD EN INGRESO DE HOGARES DE MONTEVIDEO (logpyma)

Null Hypothesis: D(LOG(YPYMA)) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.308614	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.595745	
5% level	-1.945139	
10% level	-1.613983	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(YPYMA),2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:1 2005:4

Included observations: 76 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(YPYMA(-1)))	-2.257385	0.271692	-8.308614	0.0000
D(LOG(YPYMA(-1)),2)	0.579605	0.202731	2.858982	0.0055
D(LOG(YPYMA(-2)),2)	0.281597	0.104986	2.682231	0.0090
R-squared	0.813261	Mean dependent var		0.000600
Adjusted R-squared	0.808145	S.D. dependent var		0.082356
S.E. of regression	0.036073	Akaike info criterion		-3.767878
Sum squared resid	0.094991	Schwarz criterion		-3.675875
Log likelihood	146.1794	Durbin-Watson stat		1.978880

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: LOG(YPYMA) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.785556	0.3726
Test critical values:		
1% level	-2.595745	
5% level	-1.945139	
10% level	-1.613983	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(YPYMA))

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:1 2005:4

Included observations: 76 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(YPYMA(-1))	-0.000820	0.001043	-0.785556	0.4347
D(LOG(YPYMA(-1)))	-0.683807	0.112715	-6.066689	0.0000
D(LOG(YPYMA(-2)))	-0.304057	0.126378	-2.405925	0.0187
D(LOG(YPYMA(-3)))	-0.283646	0.105295	-2.693826	0.0088
R-squared	0.401743	Mean dependent var		-0.001458
Adjusted R-squared	0.376816	S.D. dependent var		0.045816
S.E. of regression	0.036168	Akaike info criterion		-3.750097
Sum squared resid	0.094184	Schwarz criterion		-3.627426
Log likelihood	146.5037	Durbin-Watson stat		1.981532

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

3. INDICADOR (3) DESIGUALDAD EN INGRESO DE HOGARES DE MONTEVIDEO (logypyme)

Null Hypothesis: D(YPYME) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.85788	0.0000

Test critical values:	1% level	-2.594946
	5% level	-1.945024
	10% level	-1.614050

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YPYME,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:3 2005:4

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(YPYME(-1))	-1.433303	0.103429	-13.85788	0.0000
R-squared	0.713754	Mean dependent var		-0.065350
Adjusted R-squared	0.713754	S.D. dependent var		5.320333
S.E. of regression	2.846480	Akaike info criterion		4.942781
Sum squared resid	623.8885	Schwarz criterion		4.972995
Log likelihood	-191.7685	Durbin-Watson stat		1.976857

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: YPYME has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.487783	0.3333
Test critical values:	1% level	-4.080021
	5% level	-3.468459
	10% level	-3.161067

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YPYME)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:3 2005:4

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YPYME(-1)	-0.207168	0.083274	-2.487783	0.0151
D(YPYME(-1))	-0.335805	0.108860	-3.084737	0.0029
C	11.29766	4.622730	2.443936	0.0169
@TREND(1986:1)	-0.059474	0.026383	-2.254287	0.0271
R-squared	0.251986	Mean dependent var		-0.189103
Adjusted R-squared	0.221661	S.D. dependent var		3.148500
S.E. of regression	2.777717	Akaike info criterion		4.931056
Sum squared resid	570.9628	Schwarz criterion		5.051913
Log likelihood	-188.3112	F-statistic		8.309546
Durbin-Watson stat	1.923452	Prob(F-statistic)		0.000078

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

4. INGRESO MEDIO CONSTANTE DE HOGARES MONTEVIDEO (ymemcte)

Null Hypothesis: D(DLOG(YMEMCTE)) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.272054	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.597939	
5% level	-1.945456	
10% level	-1.613799	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DLOG(YMEMCTE),2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1988:2 2005:4

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DLOG(YMEMCTE(-1)))	-5.021013	0.952383	-5.272054	0.0000
D(DLOG(YMEMCTE(-1)),2)	2.848464	0.901556	3.159498	0.0024
D(DLOG(YMEMCTE(-2)),2)	1.908985	0.797895	2.392525	0.0197
D(DLOG(YMEMCTE(-3)),2)	1.268701	0.659067	1.924996	0.0587
D(DLOG(YMEMCTE(-4)),2)	1.007203	0.481385	2.092304	0.0404
D(DLOG(YMEMCTE(-5)),2)	0.660594	0.298332	2.214293	0.0304
D(DLOG(YMEMCTE(-6)),2)	0.312022	0.124077	2.514752	0.0144
R-squared	0.949284	Mean dependent var		-0.001335
Adjusted R-squared	0.944530	S.D. dependent var		0.225751
S.E. of regression	0.053169	Akaike info criterion		-2.937286
Sum squared resid	0.180926	Schwarz criterion		-2.714205
Log likelihood	111.2737	Durbin-Watson stat		1.997632

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: LOG(YMEMCTE) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.918168	0.6352
Test critical values:		
1% level	-4.085092	
5% level	-3.470851	
10% level	-3.162458	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(YMEMCTE))

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(YMEMCTE(-1))	-0.080586	0.042012	-1.918168	0.0593
D(LOG(YMEMCTE(-1)))	-0.378510	0.116125	-3.259497	0.0017
D(LOG(YMEMCTE(-2)))	0.083894	0.126926	0.660966	0.5109
D(LOG(YMEMCTE(-3)))	0.091976	0.126793	0.725402	0.4707
D(LOG(YMEMCTE(-4)))	0.406617	0.113612	3.579005	0.0006
C	0.782534	0.401208	1.950443	0.0552
@TREND(1986:1)	-0.000266	0.000318	-0.836404	0.4059
R-squared	0.492440	Mean dependent var		0.000913
Adjusted R-squared	0.447655	S.D. dependent var		0.067696
S.E. of regression	0.050312	Akaike info criterion		-3.052472
Sum squared resid	0.172126	Schwarz criterion		-2.836173
Log likelihood	121.4677	F-statistic		10.99570
Durbin-Watson stat	1.865796	Prob(F-statistic)		0.000000

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

5. INGRESO 1er. QUINTIL CONSTANTE DE HOGARES MONTEVIDEO (logy1qcte)

Null Hypothesis: D(YQ1CTE) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.58702	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.594946	
5% level	-1.945024	
10% level	-1.614050	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YQ1CTE,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:3 2005:4

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(YQ1CTE(-1))	-1.185852	0.112010	-10.58702	0.0000
R-squared	0.592772	Mean dependent var		0.000270
Adjusted R-squared	0.592772	S.D. dependent var		0.095878
S.E. of regression	0.061184	Akaike info criterion		-2.737135
Sum squared resid	0.288245	Schwarz criterion		-2.706921
Log likelihood	107.7483	Durbin-Watson stat		1.815825

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: YQ1CTE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.836987	0.1889
Test critical values:		
1% level	-4.078420	
5% level	-3.467703	
10% level	-3.160627	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YQ1CTE)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:2 2005:4

Included observations: 79 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YQ1CTE(-1)	-0.126916	0.044736	-2.836987	0.0058
C	1.144918	0.397011	2.883845	0.0051
@TREND(1986:1)	-0.001048	0.000346	-3.026124	0.0034
R-squared	0.127597	Mean dependent var		-0.000997
Adjusted R-squared	0.104640	S.D. dependent var		0.061863
S.E. of regression	0.058537	Akaike info criterion		-2.801071
Sum squared resid	0.260423	Schwarz criterion		-2.711092
Log likelihood	113.6423	F-statistic		5.557874
Durbin-Watson stat	2.391988	Prob(F-statistic)		0.005588

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

6. INGRESO 5º QUINTIL CONSTANTE DE HOGARES MONTEVIDEO (logy5qcte)

Null Hypothesis: D(YQ5CTE) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.420184	0.0009
Test critical values:		
1% level	-2.596160	
5% level	-1.945199	
10% level	-1.613948	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YQ5CTE,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(YQ5CTE(-1))	-0.934700	0.273289	-3.420184	0.0010
D(YQ5CTE(-1),2)	-0.455070	0.235781	-1.930048	0.0576
D(YQ5CTE(-2),2)	-0.317085	0.192143	-1.650259	0.1033
D(YQ5CTE(-3),2)	-0.250759	0.112343	-2.232084	0.0288
R-squared	0.771582	Mean dependent var		11.50667
Adjusted R-squared	0.761931	S.D. dependent var		2627.126
S.E. of regression	1281.836	Akaike info criterion		17.20183
Sum squared resid	1.17E+08	Schwarz criterion		17.32543
Log likelihood	-641.0687	Durbin-Watson stat		1.966648

Null Hypothesis: YQ5CTE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.555888	0.3014
Test critical values:		
1% level	-4.085092	
5% level	-3.470851	
10% level	-3.162458	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YQ5CTE)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YQ5CTE(-1)	-0.144268	0.056445	-2.555888	0.0128
D(YQ5CTE(-1))	-0.354050	0.116823	-3.030662	0.0034
D(YQ5CTE(-2))	0.113541	0.123578	0.918778	0.3615
D(YQ5CTE(-3))	0.065682	0.123811	0.530499	0.5975
D(YQ5CTE(-4))	0.257576	0.111986	2.300070	0.0245
C	3674.183	1354.986	2.711603	0.0085
@TREND(1986:1)	-15.08345	7.862830	-1.918323	0.0593
R-squared	0.390814	Mean dependent var		-4.986667
Adjusted R-squared	0.337062	S.D. dependent var		1524.305
S.E. of regression	1241.104	Akaike info criterion		17.17408
Sum squared resid	1.05E+08	Schwarz criterion		17.39038
Log likelihood	-637.0279	F-statistic		7.270727
Durbin-Watson stat	1.963067	Prob(F-statistic)		0.000005

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

III: Descriptivas del Mercado de Trabajo

1. TASA DE DESEMPLEO DE HOMBRES MENORES DE 25 AÑOS EN MONTEVIDEO (tdh24m)

Null Hypothesis: D(TDH24M) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.630680	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.596586	
5% level	-1.945260	
10% level	-1.613912	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TDH24M,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:3 2005:4

Included observations: 74 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TDH24M(-1))	-1.620431	0.187752	-8.630680	0.0000
D(TDH24M(-1),2)	0.235539	0.116375	2.023960	0.0467
R-squared	0.667658	Mean dependent var		0.138784
Adjusted R-squared	0.663042	S.D. dependent var		5.257068
S.E. of regression	3.051627	Akaike info criterion		5.095882
Sum squared resid	670.4947	Schwarz criterion		5.158154
Log likelihood	-186.5476	Durbin-Watson stat		2.054130

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: TDH24M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.010950	0.2817
Test critical values:		
1% level	-3.520307	
5% level	-2.900670	
10% level	-2.587691	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TDH24M)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TDH24M(-1)	-0.139814	0.069526	-2.010950	0.0481
D(TDH24M(-1))	-0.256882	0.116034	-2.213847	0.0300
C	3.553120	1.742264	2.039369	0.0451
R-squared	0.148577	Mean dependent var		0.105600
Adjusted R-squared	0.124926	S.D. dependent var		3.284341
S.E. of regression	3.072350	Akaike info criterion		5.121940
Sum squared resid	679.6319	Schwarz criterion		5.214640
Log likelihood	-189.0728	F-statistic		6.282149
Durbin-Watson stat	2.018540	Prob(F-statistic)		0.003057

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

2. TASA DE DESOCUPACIÓN MASCULINA EN MONTEVIDEO (tdhm)

Null Hypothesis: D(TDHM) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.61135	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.594946	
5% level	-1.945024	
10% level	-1.614050	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TDHM,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:3 2005:4

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TDHM(-1))	-1.348222	0.106905	-12.61135	0.0000
R-squared	0.673791	Mean dependent var		-0.004103
Adjusted R-squared	0.673791	S.D. dependent var		2.054822
S.E. of regression	1.173605	Akaike info criterion		3.170775
Sum squared resid	106.0558	Schwarz criterion		3.200989
Log likelihood	-122.6602	Durbin-Watson stat		2.021505

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: TDHM has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.617929	0.2738
Test critical values:		
1% level	-4.080021	
5% level	-3.468459	
10% level	-3.161067	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TDHM)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:3 2005:4

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TDHM(-1)	-0.220471	0.084216	-2.617929	0.0107
D(TDHM(-1))	-0.242002	0.111980	-2.161116	0.0339
C	1.211906	0.535716	2.262217	0.0266
@TREND(1986:1)	0.019105	0.009146	2.088927	0.0402
R-squared	0.195775	Mean dependent var		0.011026
Adjusted R-squared	0.163171	S.D. dependent var		1.251803
S.E. of regression	1.145129	Akaike info criterion		3.158833
Sum squared resid	97.03777	Schwarz criterion		3.279690
Log likelihood	-119.1945	F-statistic		6.004668
Durbin-Watson stat	1.972253	Prob(F-statistic)		0.001018

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

3. TASA DE DESOCUPACIÓN JEFE DE HOGAR MONTEVIDEO (tdjhm)

Null Hypothesis: D(TDJHM) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.70884	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.596160	
5% level	-1.945199	
10% level	-1.613948	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TDJHM,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TDJHM(-1))	-1.298549	0.110903	-11.70884	0.0000
R-squared	0.649449	Mean dependent var		-0.002533
Adjusted R-squared	0.649449	S.D. dependent var		1.343099
S.E. of regression	0.795213	Akaike info criterion		2.392830
Sum squared resid	46.79492	Schwarz criterion		2.423730
Log likelihood	-88.73113	Durbin-Watson stat		1.985326

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: TDJHM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.579505	0.4880
Test critical values:		
1% level	-3.520307	
5% level	-2.900670	
10% level	-2.587691	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TDJHM)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TDJHM(-1)	-0.082573	0.052278	-1.579505	0.1186
D(TDJHM(-1))	-0.259738	0.113346	-2.291541	0.0249
C	0.400984	0.252859	1.585802	0.1172
R-squared	0.120263	Mean dependent var		0.021467
Adjusted R-squared	0.095826	S.D. dependent var		0.832961
S.E. of regression	0.792046	Akaike info criterion		2.410784
Sum squared resid	45.16828	Schwarz criterion		2.503483
Log likelihood	-87.40440	F-statistic		4.921326
Durbin-Watson stat	1.970936	Prob(F-statistic)		0.009924

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

4. TASA DE DESOCUPACIÓN MUJERES MONTEVIDEO (tdmm)

Null Hypothesis: D(TDMM) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.420905	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.595745	
5% level	-1.945139	
10% level	-1.613983	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TDMM,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:1 2005:4

Included observations: 76 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TDMM(-1))	-1.685706	0.227156	-7.420905	0.0000
D(TDMM(-1),2)	0.453107	0.175581	2.580614	0.0119
D(TDMM(-2),2)	0.259337	0.110097	2.355525	0.0212
R-squared	0.624615	Mean dependent var		-0.002763
Adjusted R-squared	0.614330	S.D. dependent var		2.368451
S.E. of regression	1.470863	Akaike info criterion		3.648249
Sum squared resid	157.9310	Schwarz criterion		3.740252
Log likelihood	-135.6335	Durbin-Watson stat		1.915669

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: TDMM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.331094	0.1650
Test critical values:		
1% level	-3.515536	
5% level	-2.898623	
10% level	-2.586605	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TDMM)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:2 2005:4

Included observations: 79 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TDMM(-1)	-0.129942	0.055743	-2.331094	0.0224
C	1.796162	0.812117	2.211703	0.0300
R-squared	0.065919	Mean dependent var		-0.054177
Adjusted R-squared	0.053789	S.D. dependent var		1.568672
S.E. of regression	1.525901	Akaike info criterion		3.708037
Sum squared resid	179.2847	Schwarz criterion		3.768023
Log likelihood	-144.4675	F-statistic		5.434001
Durbin-Watson stat	2.153763	Prob(F-statistic)		0.022367

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

5. TASA DE ACTIIDAD MUJERES MONTEVIDEO (tamm)

Null Hypothesis: D(LOG(TAMM)) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.215301	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.595340	
5% level	-1.945081	
10% level	-1.614017	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(TAMM),2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/06 Time: 11:45

Sample(adjusted): 1986:4 2005:4

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(TAMM(-1)))	-1.767847	0.191838	-9.215301	0.0000
D(LOG(TAMM(-1)),2)	0.221798	0.112815	1.966038	0.0530
R-squared	0.736035	Mean dependent var		0.000120
Adjusted R-squared	0.732515	S.D. dependent var		0.050258
S.E. of regression	0.025993	Akaike info criterion		-4.436344
Sum squared resid	0.050673	Schwarz criterion		-4.375466
Log likelihood	172.7993	Durbin-Watson stat		2.005064

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: TAMM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.939243	0.3129
Test critical values:		
1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TAMM)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:4 2005:4

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TAMM(-1)	-0.108058	0.055722	-1.939243	0.0563
D(TAMM(-1))	-0.504812	0.114753	-4.399115	0.0000
D(TAMM(-2))	-0.210096	0.111825	-1.878802	0.0643
C	5.540213	2.783287	1.990529	0.0503
R-squared	0.284173	Mean dependent var		0.086494
Adjusted R-squared	0.254755	S.D. dependent var		1.459994
S.E. of regression	1.260377	Akaike info criterion		3.351250
Sum squared resid	115.9643	Schwarz criterion		3.473006
Log likelihood	-125.0231	F-statistic		9.659975
Durbin-Watson stat	2.003418	Prob(F-statistic)		0.000019

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

IV. Descriptivas de la actividad económica

1. ÍNDICE VOLUMEN FÍSICO PRODUCTO BRUTO INTERNO URUGUAY (IVFpib)

Null Hypothesis: D(IVFPBI) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.186447	0.0286
Test critical values:	1% level	-2.597939	
	5% level	-1.945456	
	10% level	-1.613799	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IVFPBI,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1988:2 2005:4

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IVFPBI(-1))	-0.716209	0.327567	-2.186447	0.0325
D(IVFPBI(-1),2)	-0.389337	0.295747	-1.316453	0.1928
D(IVFPBI(-2),2)	-0.361979	0.276520	-1.309053	0.1953
D(IVFPBI(-3),2)	-0.279719	0.263791	-1.060382	0.2930
D(IVFPBI(-4),2)	0.169450	0.254421	0.666025	0.5078
D(IVFPBI(-5),2)	0.089319	0.222574	0.401301	0.6896
D(IVFPBI(-6),2)	-0.082995	0.178370	-0.465296	0.6433
D(IVFPBI(-7),2)	-0.344679	0.117774	-2.926599	0.0048
R-squared	0.957719	Mean dependent var		0.000764
Adjusted R-squared	0.953022	S.D. dependent var		0.030484
S.E. of regression	0.006607	Akaike info criterion		-7.095516
Sum squared resid	0.002750	Schwarz criterion		-6.840566
Log likelihood	259.8908	Durbin-Watson stat		2.064185

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

1. ÍNDICE VOLUMEN FÍSICO PRODUCTO BRUTO INTERNO URUGUAY (IVFpib) (Continuación)

Null Hypothesis: IVFPBI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.341738	0.6057
Test critical values:		
1% level	-3.525618	
5% level	-2.902953	
10% level	-2.588902	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IVFPBI)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1988:2 2005:4

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IVFPBI(-1)	-0.044182	0.032929	-1.341738	0.1847
D(IVFPBI(-1))	-0.116288	0.119891	-0.969952	0.3359
D(IVFPBI(-2))	0.017247	0.115197	0.149718	0.8815
D(IVFPBI(-3))	0.076029	0.111922	0.679306	0.4995
D(IVFPBI(-4))	0.449254	0.111382	4.033460	0.0002
D(IVFPBI(-5))	-0.073549	0.112829	-0.651860	0.5169
D(IVFPBI(-6))	-0.180471	0.111548	-1.617873	0.1108
D(IVFPBI(-7))	-0.284156	0.113433	-2.505055	0.0149
D(IVFPBI(-8))	0.306423	0.119175	2.571205	0.0126
C	0.071882	0.052801	1.361368	0.1784
R-squared	0.880125	Mean dependent var		0.001438
Adjusted R-squared	0.862438	S.D. dependent var		0.017632
S.E. of regression	0.006540	Akaike info criterion		-7.091998
Sum squared resid	0.002609	Schwarz criterion		-6.773310
Log likelihood	261.7659	F-statistic		49.76257
Durbin-Watson stat	2.055382	Prob(F-statistic)		0.000000

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

2. ÍNDICE VOLUMEN FÍSICO SECTOR CONSTRUCCIÓN URUGUAY (IVFcon)

Null Hypothesis: D(IVFCON) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.524149	0.0122
Test critical values:		
1% level	-2.597939	
5% level	-1.945456	
10% level	-1.613799	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IVFCON,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1988:2 2005:4

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IVFCON(-1))	-1.057306	0.418876	-2.524149	0.0141
D(IVFCON(-1),2)	-0.162028	0.382532	-0.423566	0.6733
D(IVFCON(-2),2)	-0.284778	0.348059	-0.818189	0.4163
D(IVFCON(-3),2)	-0.372858	0.319718	-1.166207	0.2479
D(IVFCON(-4),2)	0.049416	0.295417	0.167276	0.8677
D(IVFCON(-5),2)	3.02E-05	0.247167	0.000122	0.9999
D(IVFCON(-6),2)	-0.150067	0.191976	-0.781696	0.4373
D(IVFCON(-7),2)	-0.277217	0.124738	-2.222391	0.0299
R-squared	0.847792	Mean dependent var		0.003500
Adjusted R-squared	0.830879	S.D. dependent var		0.224757
S.E. of regression	0.092430	Akaike info criterion		-1.818934
Sum squared resid	0.538222	Schwarz criterion		-1.563984
Log likelihood	72.57216	Durbin-Watson stat		1.987829

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

2. ÍNDICE VOLUMEN FÍSICO SECTOR CONSTRUCCIÓN URUGUAY (IVFcon) (Continuación)

Null Hypothesis: IVFCON has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.180862	0.2150
Test critical values:	1% level	-3.525618	
	5% level	-2.902953	
	10% level	-2.588902	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IVFCON)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1988:2 2005:4

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IVFCON(-1)	-0.140150	0.064263	-2.180862	0.0331
D(IVFCON(-1))	-0.132868	0.124297	-1.068960	0.2893
D(IVFCON(-2))	-0.054175	0.124465	-0.435261	0.6649
D(IVFCON(-3))	-0.033571	0.122607	-0.273810	0.7852
D(IVFCON(-4))	0.461215	0.121692	3.790004	0.0003
D(IVFCON(-5))	0.022004	0.127011	0.173243	0.8630
D(IVFCON(-6))	-0.091248	0.125096	-0.729428	0.4685
D(IVFCON(-7))	-0.090530	0.123431	-0.733442	0.4661
D(IVFCON(-8))	0.298241	0.122768	2.429316	0.0181
C	0.655241	0.299694	2.186364	0.0326
R-squared	0.663135	Mean dependent var		0.004662
Adjusted R-squared	0.613434	S.D. dependent var		0.145472
S.E. of regression	0.090446	Akaike info criterion		-1.838236
Sum squared resid	0.499013	Schwarz criterion		-1.519549
Log likelihood	75.25739	F-statistic		13.34241
Durbin-Watson stat	2.038247	Prob(F-statistic)		0.000000

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

3. ÍNDICE VOLUMEN FÍSICO SECTOR COMERCIO URUGUAY (IVFcom)

Null Hypothesis: D(IVFCOM) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.752388	0.0065
Test critical values:		
1% level	-2.597939	
5% level	-1.945456	
10% level	-1.613799	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IVFCOM,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1988:2 2005:4

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IVFCOM(-1))	-0.885873	0.321856	-2.752388	0.0077
D(IVFCOM(-1),2)	-0.225173	0.290139	-0.776087	0.4406
D(IVFCOM(-2),2)	-0.100959	0.268441	-0.376096	0.7081
D(IVFCOM(-3),2)	-0.058586	0.256722	-0.228209	0.8202
D(IVFCOM(-4),2)	0.428764	0.250126	1.714190	0.0914
D(IVFCOM(-5),2)	0.277659	0.222440	1.248244	0.2166
D(IVFCOM(-6),2)	0.018437	0.185130	0.099592	0.9210
D(IVFCOM(-7),2)	-0.211114	0.123610	-1.707898	0.0926
R-squared	0.951667	Mean dependent var		0.004036
Adjusted R-squared	0.946296	S.D. dependent var		0.271637
S.E. of regression	0.062949	Akaike info criterion		-2.587171
Sum squared resid	0.249644	Schwarz criterion		-2.332221
Log likelihood	99.84457	Durbin-Watson stat		1.988698

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

3. ÍNDICE VOLUMEN FÍSICO SECTOR COMERCIO URUGUAY (IVFcom) (Continuación)

Null Hypothesis: IVFCOM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.785656	0.3847
Test critical values:		
1% level	-3.525618	
5% level	-2.902953	
10% level	-2.588902	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IVFCOM)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1988:2 2005:4

Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IVFCOM(-1)	-0.074061	0.041475	-1.785656	0.0791
D(IVFCOM(-1))	-0.091317	0.123335	-0.740401	0.4619
D(IVFCOM(-2))	0.135490	0.120308	1.126191	0.2645
D(IVFCOM(-3))	0.058085	0.115892	0.501201	0.6180
D(IVFCOM(-4))	0.505283	0.114381	4.417523	0.0000
D(IVFCOM(-5))	-0.100043	0.118084	-0.847223	0.4002
D(IVFCOM(-6))	-0.224980	0.116537	-1.930546	0.0582
D(IVFCOM(-7))	-0.212644	0.119596	-1.778013	0.0804
D(IVFCOM(-8))	0.213132	0.122551	1.739124	0.0871
C	0.386351	0.213262	1.811623	0.0750
R-squared	0.847449	Mean dependent var		0.007389
Adjusted R-squared	0.824942	S.D. dependent var		0.148376
S.E. of regression	0.062080	Akaike info criterion		-2.590886
Sum squared resid	0.235093	Schwarz criterion		-2.272199
Log likelihood	101.9764	F-statistic		37.65187
Durbin-Watson stat	1.999779	Prob(F-statistic)		0.000000

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

V. Descriptivas de factores disuasivos: actuación Policial y de la Justicia

1. ÍNDICE DE EFICIENCIA POLICIAL (1), (IEPdet)

Null Hypothesis: D(IEPDET) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.480336	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.595340	
5% level	-1.945081	
10% level	-1.614017	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IEPDET,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:4 2005:4

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IEPDET(-1))	-1.111796	0.148629	-7.480336	0.0000
D(IEPDET(-1),2)	0.250953	0.110663	2.267721	0.0262
R-squared	0.480086	Mean dependent var		0.001081
Adjusted R-squared	0.473154	S.D. dependent var		0.249978
S.E. of regression	0.181444	Akaike info criterion		-0.550104
Sum squared resid	2.469155	Schwarz criterion		-0.489226
Log likelihood	23.17901	Durbin-Watson stat		2.092636

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: IEPDET has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.670433	0.0894
Test critical values:		
1% level	-2.595340	
5% level	-1.945081	
10% level	-1.614017	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IEPDET)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:4 2005:4

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IEPDET(-1)	-0.052556	0.031462	-1.670433	0.0991
D(IEPDET(-1))	0.149591	0.110266	1.356641	0.1790
D(IEPDET(-2))	-0.229794	0.110096	-2.087207	0.0403
R-squared	0.098446	Mean dependent var		-0.020820
Adjusted R-squared	0.074079	S.D. dependent var		0.186352
S.E. of regression	0.179317	Akaike info criterion		-0.561144
Sum squared resid	2.379433	Schwarz criterion		-0.469827
Log likelihood	24.60404	Durbin-Watson stat		2.077907

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 1%

2. ÍNDICE DE EFICIENCIA POLICIAL (2), (IEPrem)

Null Hypothesis: D(IEPREM) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.700993	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.595745	
5% level	-1.945139	
10% level	-1.613983	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IEPREM,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:1 2005:4

Included observations: 76 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IEPREM(-1))	-1.843947	0.239443	-7.700993	0.0000
D(IEPREM(-1),2)	0.436312	0.184309	2.367289	0.0206
D(IEPREM(-2),2)	0.278342	0.105169	2.646611	0.0100
R-squared	0.716007	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.708226	S.D. dependent var		0.248601
S.E. of regression	0.134284	Akaike info criterion		-1.139039
Sum squared resid	1.316360	Schwarz criterion		-1.047036
Log likelihood	46.28348	Durbin-Watson stat		1.916158

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: IEPREM has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.285504	0.4363
Test critical values:		
1% level	-4.085092	
5% level	-3.470851	
10% level	-3.162458	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IEPREM)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IEPREM(-1)	-0.256704	0.112318	-2.285504	0.0254
D(IEPREM(-1))	-0.210898	0.144661	-1.457879	0.1495
D(IEPREM(-2))	-0.025110	0.139351	-0.180190	0.8575
D(IEPREM(-3))	-0.142303	0.135591	-1.049504	0.2977
D(IEPREM(-4))	0.142895	0.114238	1.250851	0.2153
C	-0.548704	0.261331	-2.099654	0.0395
@TREND(1986:1)	-0.001707	0.000776	-2.200500	0.0312
R-squared	0.306452	Mean dependent var		-0.002055
Adjusted R-squared	0.245257	S.D. dependent var		0.150048
S.E. of regression	0.130356	Akaike info criterion		-1.148410
Sum squared resid	1.155501	Schwarz criterion		-0.932111
Log likelihood	50.06539	F-statistic		5.007764
Durbin-Watson stat	2.002658	Prob(F-statistic)		0.000266

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

3. ÍNDICE DE EFICIENCIA POLICIAL (3), (IEPremdet)

Null Hypothesis: D(IEPREMDET) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.078973	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.595745	
5% level	-1.945139	
10% level	-1.613983	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IEPREMDET,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:1 2005:4

Included observations: 76 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IEPREMDET(-1))	-1.507641	0.212975	-7.078973	0.0000
D(IEPREMDET(-1),2)	0.465789	0.158642	2.936106	0.0044
D(IEPREMDET(-2),2)	0.195784	0.115362	1.697131	0.0939
R-squared	0.550450	Mean dependent var		0.004211
Adjusted R-squared	0.538133	S.D. dependent var		2.849779
S.E. of regression	1.936732	Akaike info criterion		4.198554
Sum squared resid	273.8179	Schwarz criterion		4.290557
Log likelihood	-156.5451	Durbin-Watson stat		1.996920

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: IEPREMET has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.293314	0.5770
Test critical values:		
1% level	-2.595745	
5% level	-1.945139	
10% level	-1.613983	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IEPREMDET)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1987:1 2005:4

Included observations: 76 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IEPREMDET(-1)	-0.009790	0.033377	-0.293314	0.7701
D(IEPREMDET(-1))	-0.034427	0.118395	-0.290783	0.7721
D(IEPREMDET(-2))	-0.263905	0.113095	-2.333471	0.0224
D(IEPREMDET(-3))	-0.190660	0.117398	-1.624052	0.1087
R-squared	0.108796	Mean dependent var		0.089211
Adjusted R-squared	0.071662	S.D. dependent var		2.022797
S.E. of regression	1.948971	Akaike info criterion		4.223676
Sum squared resid	273.4911	Schwarz criterion		4.346346
Log likelihood	-156.4997	Durbin-Watson stat		1.994627

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

4. VARIACIÓN DE LA CANTIDAD DE POBLACIÓN RECLUSA EN URUGUAY (VARrec)

Null Hypothesis: D(VAREC) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.580569	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.611094	
	5% level	-1.947381	
	10% level	-1.612725	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(VARREC,2)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1993:2 2005:4
 Included observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VARREC(-1))	-2.997615	0.349349	-8.580569	0.0000
D(VARREC(-1),2)	1.153098	0.266743	4.322878	0.0001
D(VARREC(-2),2)	0.612823	0.130038	4.712664	0.0000
R-squared	0.881571	Mean dependent var		-0.003333
Adjusted R-squared	0.876637	S.D. dependent var		0.073367
S.E. of regression	0.025769	Akaike info criterion		-4.422293
Sum squared resid	0.031873	Schwarz criterion		-4.308657
Log likelihood	115.7685	Durbin-Watson stat		1.601924

Conclusión: no tiene dos raíces unitarias

Null Hypothesis: VARREC has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.516208	0.4880
Test critical values:	1% level	-2.612033	
	5% level	-1.947520	
	10% level	-1.612650	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(VARREC)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1993:3 2005:4
 Included observations: 50 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VARREC(-1)	-0.001852	0.003588	-0.516208	0.6082
D(VARREC(-1))	-0.736787	0.161410	-4.564694	0.0000
D(VARREC(-2))	-0.395676	0.190635	-2.075563	0.0437
D(VARREC(-3))	-0.401429	0.187552	-2.140361	0.0378
D(VARREC(-4))	0.222917	0.158544	1.406026	0.1666
R-squared	0.647552	Mean dependent var		-0.002400
Adjusted R-squared	0.616224	S.D. dependent var		0.041579
S.E. of regression	0.025758	Akaike info criterion		-4.385497
Sum squared resid	0.029857	Schwarz criterion		-4.194295
Log likelihood	114.6374	Durbin-Watson stat		1.827961

Conclusión: tiene una raíz unitaria al 5%

ANEXO: Modelo de Estimación Univariante (trap)

Dependent Variable: D(TRAP)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:2 2005:4

Included observations: 79 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.156322	0.076521	2.042877	0.0452
D(FE>=198602)	-4.089028	0.675847	-6.050229	0.0000
D(FE=198604)	2.718409	0.479561	5.668537	0.0000
D(FE>=199401)	-1.572870	0.678198	-2.319189	0.0236
D(FE=199501)	1.848500	0.479634	3.853983	0.0003
D(FE>=199703)	-2.829655	0.674293	-4.196475	0.0001
D(FE>=199704)	-1.450889	0.675375	-2.148269	0.0355
D(FE=199904)	1.122552	0.479561	2.340791	0.0224
D(TC0201)	4.329598	0.651935	6.641150	0.0000
D(FE>=200202)	3.665093	0.748799	4.894630	0.0000
D(FE=200203)	2.890750	0.479333	6.030778	0.0000
D(FE=200501)	1.435280	0.479635	2.992440	0.0039
DS1	-0.584119	0.148744	-3.927002	0.0002
DS2	0.028826	0.159427	0.180813	0.8571
DS3	0.112629	0.139544	0.807123	0.4226
R-squared	0.780469	Mean dependent var		0.084257
Adjusted R-squared	0.732447	S.D. dependent var		1.269641
S.E. of regression	0.656728	Akaike info criterion		2.166090
Sum squared resid	27.60270	Schwarz criterion		2.615985
Log likelihood	-70.56054	F-statistic		16.25222
Durbin-Watson stat	1.924262	Prob(F-statistic)		0.000000

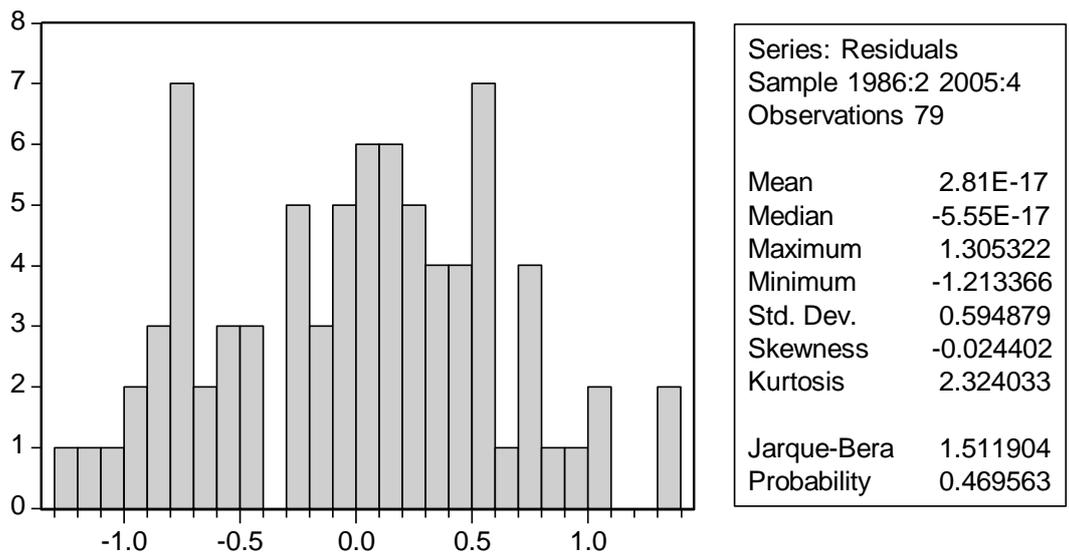
▪ **Correlograma**

Sample: 1986:2 2005:4

Included observations: 79

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	0.019	0.019	0.0285	0.866
. .	. .	2	-0.051	-0.052	0.2487	0.883
. *	. *	3	0.132	0.134	1.7121	0.634
. .	. .	4	0.003	-0.006	1.7129	0.788
. *	. *	5	0.164	0.183	4.0528	0.542
. *	. *	6	-0.073	-0.106	4.5208	0.607
. .	. .	7	-0.055	-0.026	4.7867	0.686
. .	. .	8	0.049	-0.010	5.0065	0.757
** .	** .	9	-0.229	-0.223	9.8023	0.367
. *	. *	10	-0.061	-0.065	10.146	0.428
. *	. *	11	0.068	0.069	10.580	0.479
. *	. *	12	0.098	0.177	11.496	0.487
. .	. .	13	-0.013	-0.003	11.512	0.568
. *	. *	14	-0.133	-0.061	13.246	0.507
. *	. *	15	0.121	0.086	14.720	0.472
. .	. *	16	0.002	-0.087	14.720	0.545
. *	. *	17	0.067	0.086	15.183	0.582
. *	. .	18	0.086	0.033	15.954	0.596
. *	. *	19	0.081	0.136	16.651	0.613
. *	. *	20	-0.087	-0.168	17.468	0.622

▪ **Histograma**



ANEXO: MODELO MULTIVARIANTE

1. Modelización sin “hipótesis de disuasión”

- **Variables Incorporadas:** trap log(ypyr) tdh24m
- **Atípicos:** gds d(fe=199501) d(fe>=199703) d(tc0201) d(fe>=200202) d(fe=200203) d(fe=200501)
- **Lags** 1

1.1 Cointegración

Test de Johansen

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4
 Included observations: 75 after adjusting endpoints
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: TRAP LOG(YPYR) TDH24M
 Exogenous series: GDS D(FE=199501) D(FE>=199703) D(TC0201) D(FE>=200202) D(FE=200203) D(FE=200501)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.272771	37.65100	34.91	41.07
At most 1	0.136842	13.76245	19.96	24.60
At most 2	0.035690	2.725654	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
 Trace test indicates no cointegration at the 1% level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.272771	23.88855	22.00	26.81
At most 1	0.136842	11.03679	15.67	20.20
At most 2	0.035690	2.725654	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
 Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
TRAP(-1)	1.000000		
LOG(YPYR(-1))	22.63208 (6.29867) [3.59315]		
TDH24M(-1)	-0.528887 (0.08415) [-6.28497]		
C	-70.41638 (22.3793) [-3.14649]		
Error Correction:	D(TRAP)	D(LOG(YPYR))	D(TDH24M)
CointEq1	-0.128665 (0.04642) [-2.77183]	-0.004678 (0.00301) [-1.55620]	0.663916 (0.19673) [3.37468]
D(TRAP(-1))	0.157490 (0.08276) [1.90304]	0.010251 (0.00536) [1.91273]	-0.224794 (0.35075) [-0.64090]
D(LOG(YPYR(-1)))	-1.235876 (1.97732) [-0.62502]	-0.378003 (0.12806) [-2.95185]	-9.900845 (8.38040) [-1.18143]
D(TDH24M(-1))	-0.033282 (0.03132) [-1.06247]	-0.004179 (0.00203) [-2.06008]	-0.034983 (0.13276) [-0.26350]
DS1	-0.572117 (0.16643) [-3.43758]	-0.045666 (0.01078) [-4.23683]	-0.906323 (0.70537) [-1.28489]
DS2	-0.071821 (0.17857) [-0.40220]	-0.024467 (0.01156) [-2.11561]	-1.138444 (0.75683) [-1.50422]
DS3	0.089208 (0.14456) [0.61712]	-0.024035 (0.00936) [-2.56731]	-0.208231 (0.61267) [-0.33987]
D(FE=199501)	1.671759 (0.53863) [3.10375]	-0.000938 (0.03488) [-0.02688]	3.648991 (2.28283) [1.59845]
D(FE>=199703)	-2.112470 (0.73212) [-2.88541]	0.021536 (0.04741) [0.45421]	-6.935759 (3.10292) [-2.23524]
D(TC0201)	4.100208 (0.70489) [5.81684]	-0.025995 (0.04565) [-0.56944]	-3.236651 (2.98749) [-1.08340]
D(FE>=200202)	3.115763 (0.84735) [3.67705]	-0.040499 (0.05488) [-0.73800]	0.572133 (3.59130) [0.15931]
D(FE=200203)	2.934970 (0.49983) [5.87195]	-0.002833 (0.03237) [-0.08751]	0.201516 (2.11840) [0.09513]

D(FE=200501)	1.331420 (0.51400) [2.59033]	0.028560 (0.03329) [0.85797]	1.898636 (2.17844) [0.87156]
R-squared	0.700994	0.599967	0.353140
Adj. R-squared	0.643122	0.522541	0.227941
Sum sq. resids	28.74517	0.120562	516.3436
S.E. equation	0.680905	0.044097	2.885849
F-statistic	12.11283	7.748926	2.820632
Log likelihood	-70.45719	134.8200	-178.7686
Akaike AIC	2.225525	-3.248534	5.113828
Schwarz SC	2.627223	-2.846836	5.515526
Mean dependent	0.136594	-0.002702	0.105600
S.D. dependent	1.139795	0.063818	3.284341
Determinant Residual Covariance		0.006905	
Log Likelihood		-111.2643	
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-132.6791	
Akaike Information Criteria		4.684777	
Schwarz Criteria		6.013470	

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Date: 11/12/06 Time: 19:15

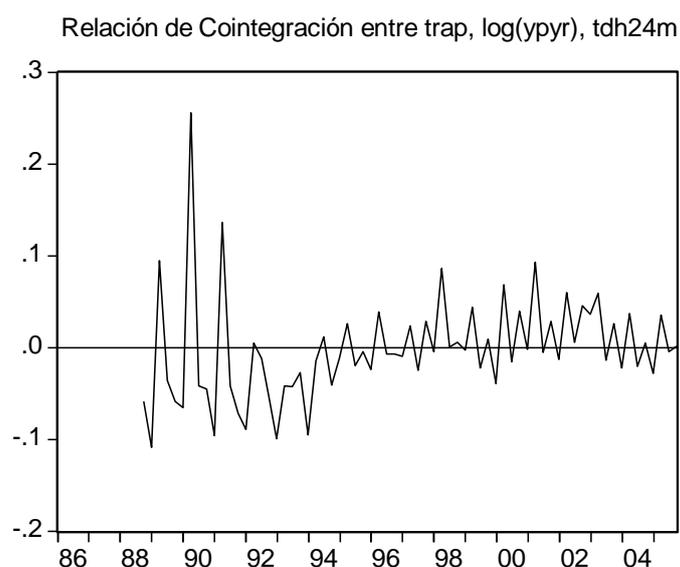
Sample: 1986:1 2005:4

Included observations: 75

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.064904	0.052656	1	0.8185
2	-0.129657	0.210135	1	0.6467
3	0.042682	0.022772	1	0.8801
Joint		0.285563	3	0.9627

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.596925	6.151936	1	0.0131
2	1.801808	4.486448	1	0.0342
3	2.444261	0.965142	1	0.3259
Joint		11.60353	3	0.0089

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6.204592	2	0.0449
2	4.696583	2	0.0955
3	0.987914	2	0.6102
Joint	11.88909	6	0.0645



1.2 CONTRASTES DE EXCLUSIÓN

(1) trap excluida de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4
 Included observations: 75 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=0

Convergence achieved after 8 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 12.49006

Probability 0.000409

Rechazo

(2) log(ypyr) excluida de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4
 Included observations: 75 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,2)=0

Convergence achieved after 5 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 5.054615

Probability 0.024560

Rechazo

(3) tdh24m excluida de la 1er. relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4
 Included observations: 75 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,3)=0$$

Convergence achieved after 6 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 10.44717

Probability 0.001228

Rechazo

1.3 CONTRASTE DE EXOGENEIDAD DEBIL

(1) trap es débilmente exógena respecto de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(1,1)=0$$

Convergence achieved after 13 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 5.921904

Probability 0.014954

Rechazo

(2) log(ppyr) es débilmente exógena respecto de relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(2,1)=0$$

Convergence achieved after 12 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 2.423922

Probability 0.119495

Acepto

(3) tdh24m es débilmente exógena respecto de relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(3,1)=0$$

Convergence achieved after 7 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 7.242585

Probability 0.007119

Rechazo

1.4 VECM restricto

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(2,1)=0$$

B(1,1)=1

Convergence achieved after 13 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 2.423922

Probability 0.119495

Cointegrating Eq:	CointEq1		
TRAP(-1)	1.000000		
LOG(YPYR(-1))	18.27814 (6.80002) [2.68795]		
TDH24M(-1)	-0.580686 (0.09085) [-6.39175]		
C	-54.57084 (24.1607) [-2.25866]		
Error Correction:	D(TRAP)	D(LOG(YPYR))	D(TDH24M)
CointEq1	-0.127081 (0.04492) [-2.82887]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.735675 (0.18549) [3.96606]
D(TRAP(-1))	0.159904 (0.08388) [1.90637]	0.010084 (0.00543) [1.85763]	-0.278397 (0.34850) [-0.79884]
D(LOG(YPYR(-1)))	-1.646807 (1.95232) [-0.84351]	-0.399295 (0.12635) [-3.16035]	-8.803474 (8.11156) [-1.08530]
D(TDH24M(-1))	-0.033850 (0.03206) [-1.05589]	-0.004025 (0.00207) [-1.94010]	-0.003885 (0.13320) [-0.02917]
DS1	-0.581195 (0.16737) [-3.47251]	-0.046081 (0.01083) [-4.25440]	-0.873175 (0.69540) [-1.25565]
DS2	-0.072892 (0.17975) [-0.40553]	-0.024531 (0.01163) [-2.10887]	-1.137058 (0.74682) [-1.52254]
DS3	0.095229 (0.14536) [0.65512]	-0.023571 (0.00941) [-2.50569]	-0.199893 (0.60395) [-0.33098]
D(FE=199501)	1.674828 (0.54222) [3.08884]	-0.000471 (0.03509) [-0.01343]	3.690297 (2.25283) [1.63807]
D(FE>=199703)	-2.130389 (0.73750) [-2.88868]	0.019096 (0.04773) [0.40010]	-7.131409 (3.06418) [-2.32735]
D(TC0201)	4.119313 (0.71017) [5.80047]	-0.023400 (0.04596) [-0.50916]	-3.029204 (2.95063) [-1.02663]
D(FE>=200202)	3.065215 (0.85761) [3.57416]	-0.040583 (0.05550) [-0.73123]	1.115475 (3.56321) [0.31305]
D(FE=200203)	2.948255 (0.50309)	-0.002339 (0.03256)	0.134715 (2.09028)

Una aproximación económica a los determinantes de la criminalidad en Montevideo 1986 a 2005

	[5.86024]	[-0.07183]	[0.06445]
D(FE=200501)	1.342579 (0.51724) [2.59565]	0.029302 (0.03347) [0.87539]	1.895354 (2.14905) [0.88195]
R-squared	0.697036	0.595257	0.370122
Adj. R-squared	0.638397	0.516920	0.248211
Sum sq. resids	29.12575	0.121982	502.7875
S.E. equation	0.685398	0.044356	2.847714
F-statistic	11.88704	7.598635	3.035985
Log likelihood	-70.95044	134.3811	-177.7709
Akaike AIC	2.238678	-3.236830	5.087223
Schwarz SC	2.640376	-2.835132	5.488921
Mean dependent	0.136594	-0.002702	0.105600
S.D. dependent	1.139795	0.063818	3.284341
Determinant Residual Covariance		0.006944	
Log Likelihood		-112.4763	
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-132.8931	
Akaike Information Criteria		4.690483	
Schwarz Criteria		6.019177	

2. Modelización con “hipótesis de disuasión”

- trap log(ypyr) tdh24m ieprem
- gds d(fe=199003) d(fe=199501) d(fe>=199701) d(fe>=199802) d(tc0201)
d(fe>=200202) d(fe=200203) d(fe=200501)
- Lags 1

2.1 Cointegración

Test de Johansen

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Trend assumption: No deterministic trend

Series: TRAP LOG(YPYR) TDH24M IEPREM

Exogenous series: GDS D(FE=199003) D(FE=199501) D(FE>=199701) D(FE>=199802) D(TC0201) D(FE>=200202) D(FE=200203) D(FE=200501)

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.400576	48.28680	39.89	45.58
At most 1	0.102186	9.902833	24.31	29.75
At most 2	0.019947	1.818369	12.53	16.31
At most 3	0.004088	0.307230	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.400576	38.38397	23.80	28.82
At most 1	0.102186	8.084464	17.89	22.99
At most 2	0.019947	1.511139	11.44	15.69
At most 3	0.004088	0.307230	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
TRAP(-1)	1.000000			
LOG(YPYR(-1))	7.222204 (0.97496) [7.40769]			
TDH24M(-1)	-0.575904 (0.05273) [-10.9221]			
IEPREM(-1)	7.254599 (1.43173) [5.06701]			
Error Correction:	D(TRAP)	D(LOG(YPYR))	D(TDH24M)	D(IEPREM)
CointEq1	-0.189306 (0.04959) [-3.81740]	-0.000602 (0.00316) [-0.19075]	0.861893 (0.19557) [4.40719]	-0.003069 (0.00885) [-0.34675]
D(TRAP(-1))	0.239840 (0.08923) [2.68781]	0.007492 (0.00568) [1.31956]	-0.282026 (0.35190) [-0.80144]	0.005756 (0.01593) [0.36135]
D(LOG(YPYR(-1)))	-2.747443 (1.94709) [-1.41105]	-0.419458 (0.12388) [-3.38597]	-9.194836 (7.67859) [-1.19746]	0.021741 (0.34755) [0.06255]
D(TDH24M(-1))	-0.047903 (0.03282) [-1.45939]	-0.004060 (0.00209) [-1.94417]	0.024373 (0.12945) [0.18829]	0.008569 (0.00586) [1.46250]
D(IEPREM(-1))	1.056557 (0.77013) [1.37192]	0.018663 (0.04900) [0.38090]	-2.770805 (3.03711) [-0.91232]	-0.215865 (0.13747) [-1.57033]
DS1	-0.538808 (0.17430) [-3.09129]	-0.047198 (0.01109) [-4.25610]	-0.590941 (0.68737) [-0.85971]	-0.104141 (0.03111) [-3.34735]
DS2	-0.066531 (0.20666) [-0.32194]	-0.021980 (0.01315) [-1.67169]	-0.582631 (0.81497) [-0.71491]	-0.004292 (0.03689) [-0.11634]
DS3	-0.049293 (0.15236) [-0.32352]	-0.019265 (0.00969) [-1.98733]	-0.121285 (0.60086) [-0.20185]	-0.005173 (0.02720) [-0.19022]
D(FE=199003)	0.524606 (0.55095) [0.95219]	-0.061013 (0.03505) [-1.74056]	3.427522 (2.17274) [1.57751]	0.204421 (0.09834) [2.07867]
D(FE=199501)	1.592930 (0.56458) [2.82142]	-0.004513 (0.03592) [-0.12564]	3.262037 (2.22651) [1.46509]	-0.022310 (0.10078) [-0.22138]
D(FE>=199701)	1.721017 (0.73337) [2.34671]	-0.009666 (0.04666) [-0.20717]	-4.913427 (2.89215) [-1.69888]	-0.091552 (0.13090) [-0.69938]
D(FE>=199802)	0.917388 (0.74673) [1.22855]	-0.041495 (0.04751) [-0.87341]	-3.175272 (2.94480) [-1.07826]	0.074027 (0.13329) [0.55539]
D(TC0201)	3.859872 (0.74129) [5.20696]	-0.015118 (0.04716) [-0.32055]	-2.914180 (2.92337) [-0.99686]	0.035671 (0.13232) [0.26959]
D(FE>=200202)	3.016938 (0.87051) [3.46571]	-0.033641 (0.05539) [-0.60740]	-0.845568 (3.43297) [-0.24631]	-0.062475 (0.15538) [-0.40207]
D(FE=200203)	3.126738 (0.51687) [6.04935]	-0.005852 (0.03289) [-0.17796]	0.385165 (2.03835) [0.18896]	-0.035389 (0.09226) [-0.38358]

D(FE=200501)	1.288755 (0.52928) [2.43494]	0.032155 (0.03367) [0.95488]	1.771025 (2.08726) [0.84849]	-0.061884 (0.09447) [-0.65505]
R-squared	0.699822	0.612395	0.437753	0.448143
Adj. R-squared	0.623506	0.513851	0.294808	0.307841
Sum sq. resids	28.85787	0.116817	448.8029	0.919433
S.E. equation	0.699369	0.044497	2.758048	0.124834
F-statistic	9.170004	6.214446	3.062402	3.194121
Log likelihood	-70.60394	136.0035	-173.5115	58.63534
Akaike AIC	2.309438	-3.200094	5.053639	-1.136942
Schwarz SC	2.803836	-2.705697	5.548037	-0.642545
Mean dependent	0.136594	-0.002702	0.105600	-0.002055
S.D. dependent	1.139795	0.063818	3.284341	0.150048
Determinant Residual Covariance		0.000104		
Log Likelihood		-45.86833		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-81.86093		
Akaike Information Criteria		3.996291		
Schwarz Criteria		6.097481		

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1986:1 2005:4

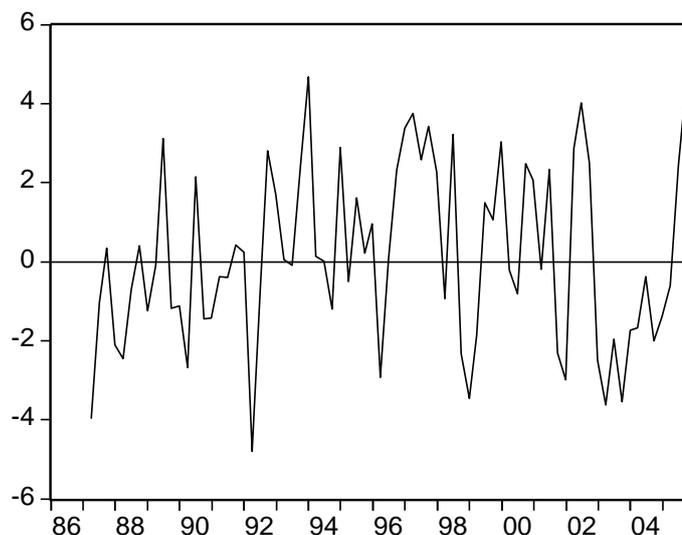
Included observations: 75

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.033251	0.013821	1	0.9064
2	-0.226044	0.638701	1	0.4242
3	-0.055417	0.038388	1	0.8447
4	-0.350437	1.535078	1	0.2154
Joint		2.225987	4	0.6943

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.183732	2.082169	1	0.1490
2	1.744423	4.926483	1	0.0264
3	1.731271	5.030229	1	0.0249
4	1.964538	3.350569	1	0.0672
Joint		15.38945	4	0.0040

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.095989	2	0.3506
2	5.565184	2	0.0619
3	5.068617	2	0.0793
4	4.885647	2	0.0869
Joint	17.61544	8	0.0243

Gráfico de Relación de Cointegración entre trap; log(ypr), tdh24m, ieprem



2.2 CONTRASTES DE EXCLUSIÓN

(1) trap excluida de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=0

Convergence achieved after 9 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 29.95547

Probability 0.000000

Rechazo

(2) log(ypr) excluida de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,2)=0

Convergence achieved after 8 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 23.62928

Probability 0.000001

Rechazo

(3) tdh24m excluida de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 1987:2 2005:4
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
B(1,3)=0
Convergence achieved after 5 iterations.
Not all cointegrating vectors are identified
LR test for binding restrictions (rank = 1):
Chi-square(1) 26.72243
Probability 0.000000

Rechazo

(4) ieprem excluida de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 1987:2 2005:4
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
B(1,4)=0
Convergence achieved after 5 iterations.
Not all cointegrating vectors are identified
LR test for binding restrictions (rank = 1):
Chi-square(1) 14.89203
Probability 0.000114

Rechazo

2.3 Test de exogeneidad débil

(1) trap es débilmente exógena respecto de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 1987:2 2005:4
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
A(1,1)=0
Convergence achieved after 10 iterations.
Not all cointegrating vectors are identified
LR test for binding restrictions (rank = 1):
Chi-square(1) 15.91031
Probability 0.000066

Rechazo

(2) log(y pyr) es débilmente exógena respecto de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 1987:2 2005:4
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
A(2,1)=0
Convergence achieved after 4 iterations.
Not all cointegrating vectors are identified
LR test for binding restrictions (rank = 1):
Chi-square(1) 0.045432
Probability 0.831211

Acepto

(3) tdh24m es débilmente exógena respecto de relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 1987:2 2005:4
Included observations: 75 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(3,1)=0$$

Convergence achieved after 10 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 19.75909

Probability 0.000009

Rechazo

(4) ieprem es débilmente exógena respecto de relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(4,1)=0$$

Convergence achieved after 4 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 0.132413

Probability 0.715943

Acepto

2.4 VECM restricto

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1987:2 2005:4

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(2,1)=0, A(4,1)=0$$

$$B(1,1)=1$$

Convergence achieved after 4 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(2) 0.168656

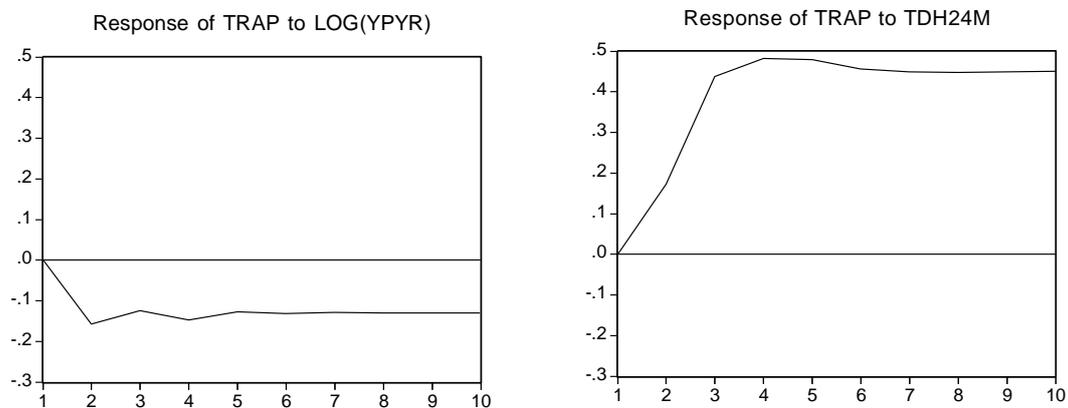
Probability 0.919130

Cointegrating Eq:	CointEq1			
TRAP(-1)	1.000000			
LOG(YPYR(-1))	7.163911 (0.97826) [7.32314]			
TDH24M(-1)	-0.581154 (0.05291) [-10.9845]			
IEPREM(-1)	7.122767 (1.43657) [4.95817]			
Error Correction:	D(TRAP)	D(LOG(YPYR))	D(TDH24M)	D(IEPREM)
CointEq1	-0.192719 (0.04817) [-4.00068]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.868540 (0.19255) [4.51070]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(TRAP(-1))	0.240295 (0.08929) [2.69102]	0.007499 (0.00568) [1.32021]	-0.285791 (0.35178) [-0.81242]	0.005552 (0.01594) [0.34833]
D(LOG(YPYR(-1)))	-2.749541 (1.94740) [-1.41190]	-0.419398 (0.12388) [-3.38560]	-9.204248 (7.67176) [-1.19976]	0.019350 (0.34762) [0.05566]
D(TDH24M(-1))	-0.048511 (0.03290) [-1.47458]	-0.004065 (0.00209) [-1.94243]	0.027913 (0.12960) [0.21538]	0.008655 (0.00587) [1.47388]
D(IEPREM(-1))	1.046903	0.018685	-2.741748	-0.217872

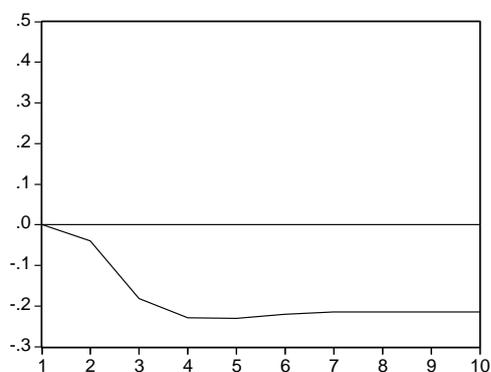
Una aproximación económica a los determinantes de la criminalidad en Montevideo 1986 a 2005

	(0.76950)	(0.04895)	(3.03143)	(0.13736)
	[1.36050]	[0.38173]	[-0.90444]	[-1.58617]
DS1	-0.540106	-0.047200	-0.585568	-0.104229
	(0.17431)	(0.01109)	(0.68671)	(0.03112)
	[-3.09848]	[-4.25678]	[-0.85272]	[-3.34976]
DS2	-0.065386	-0.021977	-0.587661	-0.004250
	(0.20669)	(0.01315)	(0.81425)	(0.03689)
	[-0.31635]	[-1.67151]	[-0.72172]	[-0.11519]
DS3	-0.048639	-0.019270	-0.122359	-0.004926
	(0.15236)	(0.00969)	(0.60022)	(0.02720)
	[-0.31924]	[-1.98824]	[-0.20386]	[-0.18114]
D(FE=199003)	0.526890	-0.061003	3.416383	0.204366
	(0.55107)	(0.03505)	(2.17092)	(0.09837)
	[0.95613]	[-1.74025]	[1.57370]	[2.07759]
D(FE=199501)	1.591430	-0.004523	3.270220	-0.022166
	(0.56471)	(0.03592)	(2.22465)	(0.10080)
	[2.81816]	[-0.12590]	[1.46999]	[-0.21989]
D(FE>=199701)	1.717592	-0.009653	-4.904633	-0.092453
	(0.73338)	(0.04665)	(2.88915)	(0.13091)
	[2.34202]	[-0.20692]	[-1.69760]	[-0.70623]
D(FE>=199802)	0.917907	-0.041474	-3.183020	0.073366
	(0.74689)	(0.04751)	(2.94236)	(0.13332)
	[1.22897]	[-0.87295]	[-1.08179]	[0.55029]
D(TC0201)	3.856295	-0.015169	-2.886900	0.036979
	(0.74170)	(0.04718)	(2.92192)	(0.13240)
	[5.19926]	[-0.32150]	[-0.98801]	[0.27931]
D(FE>=200202)	2.997572	-0.033718	-0.753006	-0.062244
	(0.87110)	(0.05541)	(3.43169)	(0.15549)
	[3.44113]	[-0.60850]	[-0.21943]	[-0.40030]
D(FE=200203)	3.127674	-0.005846	0.380005	-0.035485
	(0.51697)	(0.03289)	(2.03662)	(0.09228)
	[6.04995]	[-0.17777]	[0.18659]	[-0.38453]
D(FE=200501)	1.289223	0.032150	1.770805	-0.061639
	(0.52937)	(0.03367)	(2.08544)	(0.09449)
	[2.43540]	[0.95474]	[0.84913]	[-0.65231]
R-squared	0.699711	0.612403	0.438722	0.447893
Adj. R-squared	0.623366	0.513861	0.296025	0.307527
Sum sq. resids	28.86858	0.116814	448.0289	0.919850
S.E. equation	0.699498	0.044496	2.755669	0.124863
F-statistic	9.165142	6.214652	3.074488	3.190890
Log likelihood	-70.61786	136.0043	-173.4467	58.61833
Akaike AIC	2.309810	-3.200115	5.051913	-1.136489
Schwarz SC	2.804207	-2.705717	5.546311	-0.642091
Mean dependent	0.136594	-0.002702	0.105600	-0.002055
S.D. dependent	1.139795	0.063818	3.284341	0.150048
Determinant Residual Covariance		0.000104		
Log Likelihood		-45.95266		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-81.86818		
Akaike Information Criteria		3.996485		
Schwarz Criteria		6.097674		

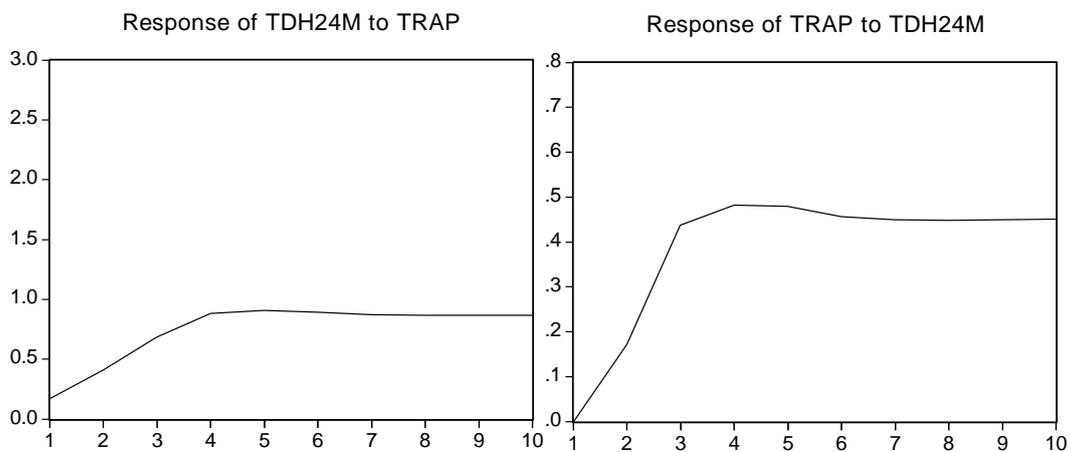
Response to Cholesky One S.D. Innovations



Response of TRAP to IEPREM



Response to Cholesky One S.D. Innovations



3. Modelización auxiliar del Modelo 2 “Desigualdad y Severidad de las Penas”

- varrec log(ypyr)
- gds d(fe=198804) d(fe=199001) d(fe=199101) d(fe=200504)
- Lags 1

3.1 Cointegración

Test de Johansen

Sample(adjusted): 1988:4 2005:4

Included observations: 69 after adjusting endpoints

Trend assumption: No deterministic trend

Series: VARREC LOG(YPYR)

Exogenous series: GDS D(FE=198804) D(FE=199001) D(FE=199101) D(FE=200504)

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.168655	12.92656	12.53	16.31
At most 1	0.002628	0.181576	3.84	6.51

** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Trace test indicates no cointegration at the 1% level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.168655	12.74498	11.44	15.69
At most 1	0.002628	0.181576	3.84	6.51

** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1988:4 2005:4

Included observations: 69 after adjusting

endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
VARREC(-1)	1.000000	
LOG(YPYR(-1))	-0.304824 (0.00263) [-115.903]	
Error Correction:	D(VARREC)	D(LOG(YPYR))
CointEq1	-0.278023 (0.10177) [-2.73178]	0.296771 (0.16838) [1.76248]
D(VARREC(-1))	0.099745 (0.07372) [1.35300]	0.047131 (0.12197) [0.38641]
D(LOG(YPYR(-1)))	0.086165 (0.07311) [1.17860]	-0.399479 (0.12096) [-3.30270]
DS1	0.041394 (0.00652) [6.34712]	-0.040943 (0.01079) [-3.79457]
DS2	0.014637 (0.00762) [1.92114]	-0.038803 (0.01261) [-3.07832]
DS3	0.019398 (0.00571) [3.39511]	-0.024717 (0.00945) [-2.61475]
D(FE=198804)	-0.055650 (0.01876) [-2.96576]	0.054542 (0.03104) [1.75688]
D(FE=199001)	0.260621 (0.02446) [10.6551]	0.068317 (0.04047) [1.68817]
D(FE=199101)	0.136492 (0.02005) [6.80641]	0.051631 (0.03318) [1.55619]
D(FE=200504)	-0.096558 (0.02654) [-3.63876]	-0.095519 (0.04390) [-2.17567]
R-squared	0.907160	0.620882
Adj. R-squared	0.892998	0.563050
Sum sq. resids	0.038676	0.105867
S.E. equation	0.025603	0.042360
F-statistic	64.05572	10.73602
Log likelihood	160.3828	125.6421
Akaike AIC	-4.358922	-3.351945
Schwarz SC	-4.035138	-3.028161
Mean dependent	-0.001304	-0.003191
S.D. dependent	0.078270	0.064082
Determinant Residual Covariance		1.16E-06
Log Likelihood		286.5749
Log Likelihood (d.f. adjusted)		275.7716
Akaike Information Criteria		-7.355700
Schwarz Criteria		-6.643376

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

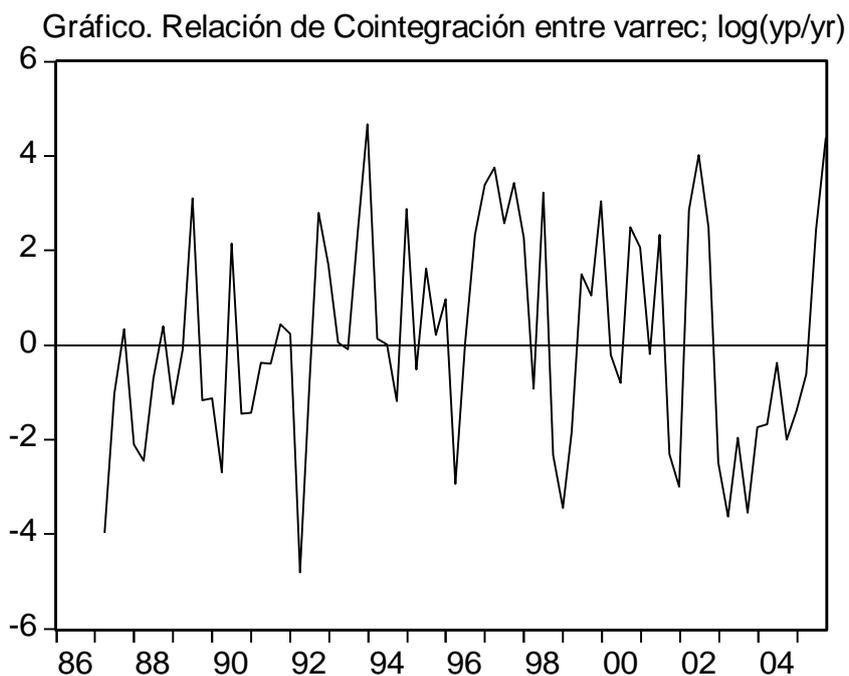
H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1986:1 2005:4
 Included observations: 69

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.159639	0.293074	1	0.5883
2	0.056651	0.036908	1	0.8477
Joint		0.329982	2	0.8479

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.776502	4.303723	1	0.0380
2	2.207065	1.807643	1	0.1788
Joint		6.111365	2	0.0471

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.596797	2	0.1004
2	1.844550	2	0.3976
Joint	6.441348	4	0.1685



3.2 CONTRASTES DE EXCLUSIÓN

(1) varrec excluida de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1988:4 2005:4
Included observations: 69 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=0$$

Convergence achieved after 1 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	12.26251
Probability	0.000462

Rechazo

(2) log(yp/yr) excluida de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1988:4 2005:4
Included observations: 69 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,2)=0$$

Convergence achieved after 1 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	12.36173
Probability	0.000438

Rechazo

3.3 Test de exogeneidad débil

(1) varrec es débilmente exógena respecto de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1988:4 2005:4
Included observations: 69 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(1,1)=0$$

Convergence achieved after 4 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	8.104803
Probability	0.004415

Rechazo

(2) log(yp/yr) es débilmente exógena respecto de la relación de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1988:4 2005:4
Included observations: 69 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(2,1)=0$$

Convergence achieved after 3 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	3.493260
Probability	0.061619

Acepto

3.4 VECM restringido

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1988:4 2005:4

Included observations: 69 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

A(2,1)=0

B(1,1)=1

Convergence achieved after 3 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 3.493260

Probability 0.061619

Cointegrating Eq:	CointEq1	
VARREC(-1)	1.000000	
LOG(YPYR(-1))	-0.304208 (0.00302) [-100.602]	
Error Correction:	D(VARREC)	D(LOG(YPYR))
CointEq1	-0.303701 (0.10182) [-2.98284]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(VARREC(-1))	0.100962 (0.07385) [1.36721]	0.047981 (0.12233) [0.39223]
D(LOG(YPYR(-1)))	0.084886 (0.07317) [1.16005]	-0.399151 (0.12122) [-3.29280]
DS1	0.041369 (0.00652) [6.34565]	-0.041004 (0.01080) [-3.79680]
DS2	0.014610 (0.00762) [1.91834]	-0.038795 (0.01262) [-3.07501]
DS3	0.019450 (0.00571) [3.40389]	-0.024698 (0.00947) [-2.60914]
D(FE=198804)	-0.055596 (0.01876) [-2.96406]	0.054582 (0.03107) [1.75663]
D(FE=199001)	0.260205 (0.02449) [10.6239]	0.068253 (0.04057) [1.68222]
D(FE=199101)	0.136324 (0.02005) [6.79782]	0.051555 (0.03322) [1.55186]
D(FE=200504)	-0.095900 (0.02654) [-3.61389]	-0.096135 (0.04396) [-2.18689]
R-squared	0.907247	0.620278
Adj. R-squared	0.893098	0.562354
Sum sq. resids	0.038639	0.106036
S.E. equation	0.025591	0.042394
F-statistic	64.12177	10.70854
Log likelihood	160.4151	125.5872
Akaike AIC	-4.359857	-3.350354
Schwarz SC	-4.036073	-3.026571
Mean dependent	-0.001304	-0.003191
S.D. dependent	0.078270	0.064082
Determinant Residual Covariance		1.16E-06
Log Likelihood		284.8283
Log Likelihood (d.f. adjusted)		275.7404
Akaike Information Criteria		-7.354793
Schwarz Criteria		-6.642469

Response to Cholesky One S.D. Innovations

