

LA ALEATORIEDAD EN LAS SERIES HISTÓRICAS DE LAS FINANZAS MUNICIPALES DE COSTA RICA EN EL PERIODO 2005-2011

Rosendo Pujol M.¹
Eduardo Pérez M.²
Leonardo Sánchez H.³

RESUMEN

Las finanzas municipales en Costa Rica exhiben grandes variaciones temporales y espaciales. En algunos municipios, la serie de tiempo de ingresos tributarios per cápita se comporta como un proceso de caminata aleatoria. Otros municipios presentan series históricas estables. Las series históricas de ingresos tributarios municipales per cápita de todo Costa Rica (1998-2010) y por cantón (2005-2011) fueron clasificadas de acuerdo con el proceso que exhiben como estables en sus niveles o procesos de caminata aleatoria. Se encontró que, para el conjunto del país, los ingresos tributarios de los gobiernos locales han crecido; sin embargo, las series históricas de los distintos cantones no permiten determinar en forma significativa el parámetro de deriva, que describe el nivel de crecimiento, de cantones específicos. Análisis comparativos de las series nacionales con las series cantonales sugieren fuertemente que las grandes variaciones interanuales que se encuentran en cada cantón se compensan entre sí, de lo cual resulta una tendencia agregada hacia mayores ingresos.

PALABRAS CLAVE: INGRESOS TRIBUTARIOS MUNICIPALES; CAMINATA ALEATORIA; COSTA RICA

-
- 1 Director del Programa de Investigación en Desarrollo Urbano Sostenible y de la Maestría Interdisciplinaria en Gestión Ambiental y Ecoturismo; catedrático de la Escuela de Ingeniería Civil de la Universidad de Costa Rica. Lic. en Ing. Civil (UCR, 1971), M.Sc. en Riesgo Sísmico (1973), MCP y Ph.D. en Planificación Urbana y Regional por la Universidad de California en Berkeley (1991). Tiene amplia experiencia en investigaciones de estudios urbanos y regionales, planificación ambiental y análisis socioeconómico. Correo electrónico: rosendo.pujol@ucr.ac.cr; Tel./ Fax: (506) 2283 9427
 - 2 Investigador del Programa de Investigación en Desarrollo Urbano Sostenible, Escuela de Ingeniería Civil, Universidad de Costa Rica. Lic. en Ing. Civil (UCR, 2006), ha desarrollado investigaciones sobre los impactos ambientales de sistemas de transportes y asentamientos humanos, centrados en energía y emisiones de carbono, así como en el uso de Sistemas de Información Geográfica y econometría espacial. Correo electrónico: eperez@produs.ucr.ac.cr; Tel./Fax.: (506) 2283 4815
 - 3 Investigador del Programa de Investigación en Desarrollo Urbano Sostenible, Escuela de Ingeniería Civil y del Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas, Universidad de Costa Rica. Lic. en Economía (UCR, 2008), ha trabajado en análisis socioeconómico para planificación territorial, economía espacial y economía urbana. Correo electrónico: lsanchez@produs.ucr.ac.cr; Tel./Fax.: (506) 2283 4815

ABSTRACT

Municipal finance data in Costa Rica show large temporal and spatial variation. In some municipalities, time series of tax income per capita have evolved as a random walk process. Other municipalities have stable times series in their levels. Time series of tax income per capita totals for Costa Rica (1998-2010) and per municipality (2005-2011) were classified according to their characteristics in either stable at their levels or as random walks. For the country as a whole, municipal tax income per capita has grown; however, for the municipal level, it was impossible to ascertain whether a trend exists for specific municipalities. Comparative analysis of national and local data strongly suggest that the large observed variations between periods in the time series of many municipalities are compensated with each other for the same period, resulting in an aggregate, national trend of growing tax incomes.

KEYWORDS: MUNICIPAL TAX INCOME; RANDOM WALK; COSTA RICA

1. INTRODUCCIÓN

Las finanzas municipales son un tema de gran importancia dentro de las discusiones sobre gestión pública. Muchos sistemas públicos - tan vitales como el ordenamiento territorial o recolección de desechos - pueden ser gestionados más eficientemente a través de gobiernos locales, que están más cerca de la comunidad y del territorio. Pero para que las municipalidades sean capaces de ejecutar estas funciones, requieren una fuente de ingresos confiable. Por excelencia, los ingresos tributarios de una base económica sólida pueden cumplir este rol. De ahí que sea de gran importancia explorar su evolución en el tiempo.

Este trabajo es un análisis de series históricas de finanzas municipales. Específicamente, se han estudiado las variaciones intercantonales y temporales de los ingresos tributarios municipales. Análisis anteriores (Pujol et al. 2011a,b) permitieron formar una base teórica al identificar las características de la economía local como los principales determinantes de distintas variables de ingresos municipales (ingresos por impuestos, impuesto de bienes inmuebles, ingresos totales); sin embargo, el alto grado de variabilidad impidió la creación de modelos analíticos robustos.

El diseño metodológico del presente trabajo utiliza una medida más general de los ingresos municipales (los ingresos tributarios municipales per cápita) para un periodo relativamente corto (2005-2011) y se concentra en modelar los procesos temporales de dichas series. Se ha planteado como hipótesis que los ingresos municipales, específicamente los ingresos tributarios, presentan una gran aleatoriedad que puede modelarse como un proceso de caminata aleatoria.

Los impuestos - y en general los ingresos - municipales en Costa Rica son un porcentaje bajo del total de ingresos públicos. Un estudio reciente de Fundación DEMUCA (2010) estimaba el gasto público del gobierno como un 15% del PIB, en tanto que el conjunto de gobiernos locales apenas llegaba al 1% (en 2008)^{4y5}. Este análisis ya había detectado aumentos en los presupuestos municipales, producto de mayores ingresos tributarios y, para municipalidades medianas y pequeñas, de

4 Debe tomarse en consideración que Costa Rica, como país, tiene una población menor que muchos gobiernos metropolitanos de ciudades latinoamericanas. Por ello, muchas de las actividades estatales a través de empresas de servicios públicos (provisión de electricidad, agua, telecomunicaciones) cumplen la misma función que empresas municipales en ciudades grandes del mundo. Los gastos de estas no forman parte del 1% citado como gasto municipal - nótese que los presupuestos de estas instituciones autónomas tampoco están incluidos en el 15% de gasto público correspondiente al gobierno.

5 Para 2011, la Contraloría General de la República (2011) reportaba cifras de ingresos corrientes y tributarios que correspondían al 15% del PIB (ingresos corrientes totales) y 13,7% (ingresos tributarios).

transferencias del gobierno. Analizando el periodo 1999-2006, Rojas (2009) señalaba algunas características importantes de las variaciones de los ingresos municipales: que en efecto habían crecido, en términos reales; y que existían grandes diferencias entre cantones tanto en cantidad recaudada como con estructura de los ingresos.

En un estudio previo (Pujol et al. 2011b), se había ya concluido, a partir de análisis descriptivos, que los cambios administrativos del impuesto (el traslado del cobro del antiguo impuesto territorial del Ministerio de Hacienda a las municipalidades) resultaron en una mayor recaudación. En general la base económica de los cantones y (en menor medida) la capacidad de gestión municipal son los factores que se asocian con mayores niveles de recaudación (Pujol et al. 2011a). Román (2008) estudió ocho casos de cantones que presentaron un alto grado de dinamismo en el mercado inmobiliario y el sector construcción, y concluyó que los ingresos tributarios para ellos crecieron fuertemente pese a las relativamente grandes diferencias de gestión entre los municipios estudiados (Escazú, Santa Ana, Alajuela, Belén, Liberia, Santa Cruz, Carrillo y Garabito). Para todos los casos, se estimó que la recaudación del impuesto de bienes inmuebles estuvo muy por debajo del potencial estimado - aunque este problema de subvaloración no es propio exclusivamente de las municipalidades, pues las valoraciones de bienes inmuebles del Registro Nacional también presentan este problema⁶.

Este artículo se divide en cinco secciones: la sección introductoria ha planteado la hipótesis y resumido los principales antecedentes. La segunda sección describe el contexto institucional y socioeconómico del periodo que se analiza (2005-2011), enfatizando las transformaciones que explican porqué existe tanta variación en muchas series de datos. La tercera sección resume la metodología, que consiste en probar si las series de datos nacionales y de cada cantón son caminatas aleatorias o si son estacionarias en sus niveles, y describir la tipología de cantones resultante. La cuarta sección reporta los resultados del análisis y su discusión. La última sección sintetiza algunas lecciones generales que fueron derivadas del análisis realizado.

2. CONTEXTO NACIONAL E INSTITUCIONAL

2.1. Contexto institucional

Institucionalmente, los procesos de descentralización que comenzaron en Costa Rica durante la década de 1990 se vieron materializados a través de diversas reformas legales que tenían por objeto fortalecer los gobiernos locales. Específicamente, se aprobó la Ley No. 7509 (1995), que modificó el antiguo impuesto territorial, pasando su cobro del Ministerio de Hacienda a las municipalidades. Esta ley reservó la definición del modelo de valuación para el Ministerio de Hacienda y especificó una tasa variable, que sería definida por cada municipalidad. Esta ley fue reformada en 1997, cuando se definió una tasa fija del 0,25% del valor tasado de cada inmueble (Pujol et al. 2011b).

En 1998, entró en vigencia el nuevo Código Municipal. En él, se estableció por primera vez en Costa Rica la elección por voto popular de los alcaldes. La misma ley restringió el gasto administrativo de las municipalidades a un 40% de sus ingresos ordinarios (Pujol et al. 2011b). A partir de 1998, las reformas legales relativas al régimen municipal pasaron de ser fundamentales a, sobre todo, autorizaciones administrativas de impuestos o cesión de tierras (Rojas 2009). Se aprobó en 2001 la Ley No. 8173, que creó los Concejos de Distrito, y se aprobaron modificaciones relacionadas

6 El problema de subvaloración es consecuencia de errores puntuales de los administradores del impuesto, como municipalidades específicas o el Registro Nacional (gestión del registro de contribuyentes, valoración de propiedades específicas) y sistemáticos. En particular, el método oficial de valoración fiscal utiliza un valor base del suelo que es actualizado poco frecuentemente; dicha actualización es función de un ente nacional, el Órgano de Normalización Técnica del Ministerio de Hacienda, por lo cual esta diferencia (entre valor fiscal y valor de mercado) es típicamente generalizada.

con el control interno de funcionarios públicos (que también afectaron el quehacer municipal). La Ley No. 8114 (2001) creó una transferencia potencialmente muy grande de recursos, del gobierno a las municipalidades para el mantenimiento de la red vial cantonal. Pero su aplicación parcial redujo el impacto potencial sobre otros ámbitos de gestión municipal. En general, no hubo mayores cambios legales de estructura organizativa o funcionamiento (Rojas 2009).

Paralelo a los cambios legales, las municipalidades mismas comenzaron a modernizar sus procesos de gestión. Este proceso incluyó la contratación de personal joven, entrenado y formado con nuevas tecnologías. También fueron adoptadas muchas de estas tecnologías (informatización de procesos, introducción de sistemas de información geográfica, creación de catastros municipales). Diversas instituciones estatales contribuyeron a esta modernización: el IFAM creó e implementó un sistema de información municipal para ordenar el cobro de impuestos en diversos municipios. MIDEPLAN financió la elaboración de planes reguladores. Y la Contraloría General de la República creó en 2002 un índice de desempeño municipal que, aún con múltiples deficiencias, presionó a la administración municipal a mejorar (véase Contraloría General de la República, 2002).

El mayor impacto de esta modernización ocurrió a partir de 2002, año en que asumieron los primeros alcaldes electos, y sobre todo a partir de 2004: en ese año, el sector construcción sufrió una notable aceleración, que duraría hasta 2008. Esto impactó la base de tributos municipales al aumentar el valor de las construcciones (mayor ingreso por impuesto de bienes inmuebles) y porque el impuesto a la construcción es el 1% del valor total construido. La afluencia de recursos fue, posiblemente, uno de los catalizadores del proceso de mejora en la gestión municipal (lo cual, a su vez, debió de haber repercutido positivamente sobre los niveles de recaudación municipales).

2.2. Contexto económico

En el 2009 la economía costarricense experimentó un proceso de corrección de los principales desequilibrios macroeconómicos prevalecientes al final del año producto de la crisis, particularmente la inflación y el déficit en cuenta corriente de la balanza de pagos. El PIB real creció a una tasa anual durante el periodo 2000-2008 del 4,97 %. Con la crisis, el promedio disminuyó ligeramente al 4,26% para 2000-2009. El análisis del crecimiento anual real por sector económico en la última década, permite identificar a los sectores más dinámicos: el sector inmobiliario y el sector servicios. Esto explica, en parte, porqué el 62% de la producción nacional se concentró en el sector terciario (Pujol et al. 2011b).

Durante el último quinquenio, antes de la crisis, el país experimentó un ciclo expansivo de la economía lo cual permitió, entre otras cosas, que la situación fiscal mejorara en forma significativa y se redujera la deuda pública. El empleo y los ingresos de la gente se incrementaron, aunque también lo hizo la desigualdad. La pobreza disminuyó, si bien de modo transitorio, como producto de acciones públicas y del crecimiento económico. Se reactivó el gasto público social, aumentó el porcentaje de la población joven que estudia y la inversión en infraestructura se recuperó, aunque todavía está lejos de alcanzar sus máximos históricos (Pujol et al. 2011b).

En general, dada la asociación entre la base económica de los cantones y los niveles de ingresos municipales, y en particular el sector inmobiliario, la rápida transformación de la economía (que tuvo entre sus consecuencias altos niveles de crecimiento de la producción) no solo presionó hacia mayores ingresos sino que también introdujo mayores niveles de variabilidad conforme distintos sistemas públicos (municipalidades con capacidades diversas) se adaptaron a estas nuevas realidades. La dinámica del país en la década de 2000 incluyó cambios en la estructura económica (el desarrollo del sector servicios y la industria de alta tecnología, el turismo y el desarrollo inmobiliario asociado a él, la introducción de importantes cultivos como la piña) que impactaron en forma diversa a los distintos cantones de Costa Rica, lo cual contribuye a explicar los altos niveles de aleatoriedad detectados. Por otra parte, es claro que la economía creció – de ahí las tendencias

detectadas nacionalmente y para algunos cantones de crecimiento en los ingresos tributarios municipales (pero este crecimiento también fue espacialmente diferenciado, razón por la cual no todos los cantones muestran ingresos tributarios crecientes).

3. METODOLOGÍA GENERAL

Se resume en esta sección la estrategia metodológica seguida para la exploración de series de datos de ingresos municipales tributarios per cápita. La investigación sobre la aleatoriedad de las series de ingresos municipales se llevó a cabo analizando la correspondencia de cada serie cantonal con un proceso de caminata aleatoria, que es equivalente a un proceso ARIMA(0,1,0); (b) una vez determinada la naturaleza del proceso, se buscó explicar la tipología de comportamientos resultantes de las series históricas en función de su tamaño y características económicas.

3.1. Aleatoriedad en los ingresos municipales

Las series de tiempo de ingresos tributarios totales de gobiernos locales en Costa Rica (1998-2010) y para cada municipio (2005-2011) fueron modeladas como un proceso de caminatas aleatoria (*random walk*). Esta concepción implica que para cada serie de datos, el valor de la variable de un periodo determinado cambia con respecto al valor que le precede en la serie en una magnitud fija y aleatoria, un “paso”. Este proceso está representado en la *ecuación 1*; el parámetro α es una propiedad del proceso conocida como deriva, si es positivo, la serie tiene una tendencia creciente; si fuera negativo, decreciente. Cuando $\alpha = 0$, se dice que el proceso de caminata aleatoria no tiene deriva:

$$\hat{Y} - Y(t-1) = \alpha + \mu_t \quad (1)$$

Un proceso de caminata aleatoria es un caso particular de un proceso de raíz unitaria. Suponiendo que el proceso de caminata aleatoria no tenga deriva (i.e. $\alpha = 0$), la *ecuación 1* puede reescribirse como:

$$Y_t = \rho \cdot Y_{t-1} + \mu_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (2)$$

donde $\rho = 1$; esto significa que la serie histórica no es estacionaria: su varianza cambia en el tiempo. Es posible demostrar, para procesos de caminata aleatoria, que $var(Y_t) = t \cdot \sigma^2$; también puede demostrarse que la primera diferencia de un proceso de caminata aleatoria si es una serie estacionaria (véase Gujarati, 2003 para un tratamiento general del tema).

La prueba de Dickey-Fuller se utiliza para comprobar si la serie histórica en cuestión es estacionaria o si presenta un proceso de caminata aleatoria. Esta prueba consiste en estimar el coeficiente en las ecuaciones 3, 4 ó 5. En todos los casos, se rechaza la hipótesis nula de que $= 0$. Si se rechaza esta hipótesis nula, puede afirmarse que la serie es estacionaria (la hipótesis alternativa es < 0). Si no puede rechazarse la hipótesis nula, entonces la serie puede seguir un proceso de caminata aleatoria; la prueba se repite para las primeras diferencias, que sí deben ser estacionarias si el proceso es de raíz unitaria. En caso de que el rechazo no pueda verificarse con la ecuación 3, la caminata aleatoria no tiene deriva ($= 0$ en la ecuación 1); si no se verifica en la ecuación 4, la serie corresponde a un proceso de caminata aleatoria con deriva. Si no existe rechazo en la ecuación 5, el proceso puede describirse como una caminata aleatoria alrededor de una tendencia estocástica.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

donde t es una variable que denota el periodo de tiempo, ΔY_t es la primera diferencia de la variable, Y_t , Y_{t-1} es el primer rezago y μ_t es un término de ruido blanco. Nótese que las ecuaciones 3, 4 y 5 se obtienen de reescribir la ecuación 2 y sus variaciones, restando a ambos lados Y_{t-1} ; así, $\rho = 1 - \delta$. Si $\delta = 0$, entonces $\rho = 1$ y el proceso es de raíz unitaria (caminata aleatoria). Si el parámetro β_1 es significativo, existe una deriva en la serie. Adicionalmente, si el parámetro β_2 es significativo, la caminata aleatoria se presenta a lo largo de una tendencia determinística. La versión aumentada de la prueba de Dickey-Fuller agrega los rezagos de la variable dependiente a las ecuaciones 3, 4 y 5 (Gujarati 2003).

La hipótesis nula se rechaza si el término es significativamente distinto de 0 de acuerdo con el estadístico τ , que fue definido por Dickey y Fuller (Gujarati 2003). τ se estima como el cociente del valor del coeficiente y su error estándar. El valor crítico de τ es diferente según la formulación de la prueba (i.e. si se utiliza la ecuación 3, 4 ó 5).

3.2. Series de datos y herramientas analíticas

Las series de datos analizadas son series de tiempo de ingresos municipales tributarios per cápita: nacionales para el periodo 1998-2010 (13 años) y cantonales para los ingresos tributarios totales para un periodo de 7 años (2005-2011). Ocho cantones fueron excluidos porque los datos no estaban disponibles para algún año. Se aplicó la prueba de Dickey-Fuller aumentada a cada una de las series.

Cada cantón fue clasificado de acuerdo con los resultados de las pruebas en uno de tres grupos: cantones cuyos ingresos tributarios per cápita son estacionarios (29 cantones), cantones que sus niveles no son estacionarios pero cuyas primeras diferencias sí (39 cantones) y otros cantones (5 cantones). La validez de esta clasificación depende críticamente de cuán confiables son los resultados, pues las series de datos son muy cortas (7 periodos anuales).

Como se mostró en el desarrollo de la sección 3.1, la prueba de Dickey-Fuller aumentada en esencia consiste en la estimación del parámetro y es equivalente a un proceso ARIMA(0; 1; 0). Hyndman & Kostenko (2007) exploraron el problema de estimación de modelos estacionales - entre ellos, modelos tipo ARIMA - con series muy cortas. La cantidad mínima de datos evidentemente debe exceder la cantidad de parámetros por estimar pero cuántos datos adicionales son requeridos para tener resultados confiables depende de la aleatoriedad presente en la serie.

Es claro que, si aún bajo estas condiciones extremas, se rechaza la hipótesis nula, las estimaciones son válidas. Esto significa que (a) las series de ingresos municipales para las cuales se determinó que existía estabilidad en sus niveles ciertamente son estables, (b) las series de datos cantonales que se clasificaron como caminatas aleatorias podrían ser estables en sus niveles (estacionarias sin haber sido diferenciadas). Sin embargo, análisis previos (Pujol et al. 2011a,b) no lograron encontrar variables explicativas fuertemente asociadas a distintas medidas de ingresos municipales. Es posible, entonces, que el comportamiento no sea aleatorio en el sentido de comportarse como un proceso de caminata aleatoria pero sí existe evidencia sustantiva de que estos cantones exhiben comportamientos altamente variables.

Los procesos ARIMA fueron popularizados por Box & Jenkins (1976). Tienen tres partes: una parte autorregresiva (AR), una parte integrada (I) y una parte de media móvil (MA). Utilizando la notación ARIMA(p; d; q), p describe la parte AR, d describe la parte I y q describe la parte MA. La parte integrada, I, define si deben modelarse los niveles de la variable (si $d = 0$), sus primeras diferencias - es decir el valor del periodo menos el valor del periodo precedente (si $d = 1$), las segundas diferencias si $d = 2$, etc. Los valores de p, d y q son características de las series de datos que deben ser determinados mediante procedimientos analíticos. Se utilizaron dos ecuaciones ARIMA(0; 1; 0) para estimar el parámetro de deriva de la serie histórica de ingresos tributarios municipales per capita de todo Costa Rica; otros análisis (la estimación de dicho parámetro por cantón para las series cortas 2005-2011) no produjeron resultados estadísticamente significativos, por lo cual fueron descartados.

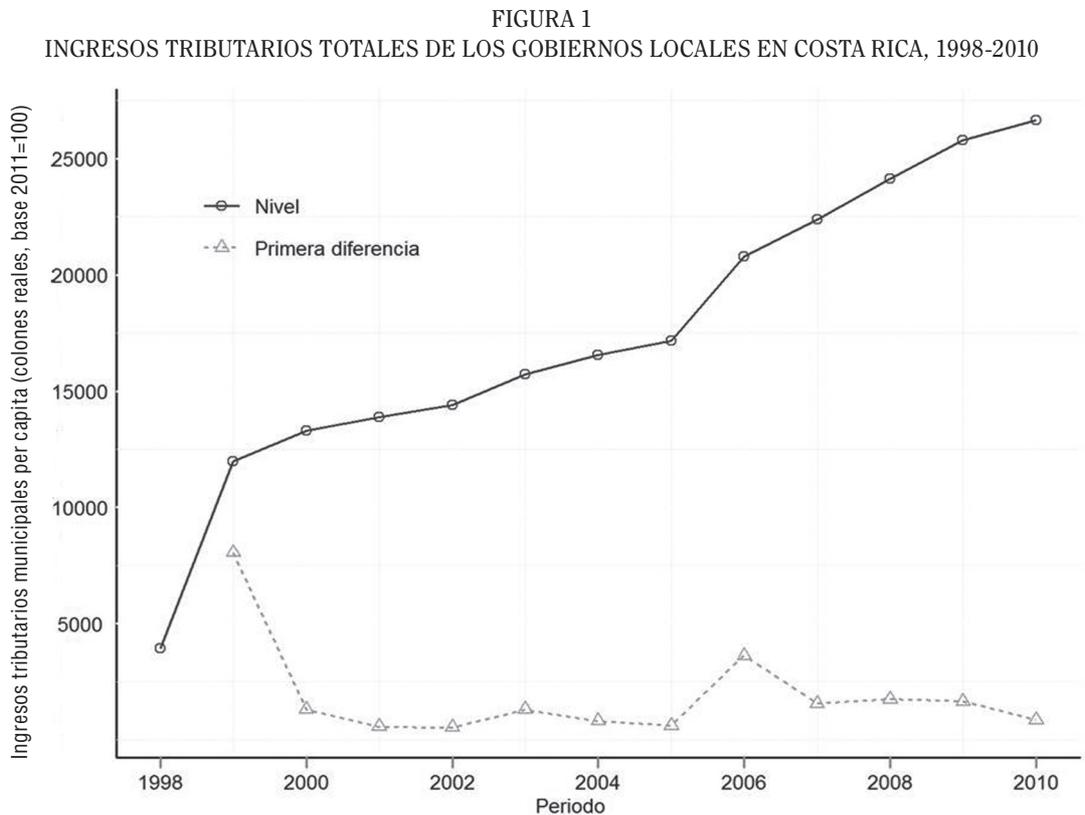
Los datos cantonales analizados corresponden al total presupuestado por municipio, según fue reportado a la Contraloría General de la República. Los datos del periodo 2006-2011 fueron consultados en el sitio web de la Contraloría General de la República; los datos para 2005, del sitio de Internet del Observatorio del Desarrollo de la Universidad de Costa Rica. Fueron deflactados a colones de 2010 utilizando los valores del IPC de julio de cada año, tomados del sitio de Internet del Banco Central de Costa Rica. Las estimaciones de población por cantón y por año están reportadas en el sitio de Internet del Centro Centroamericano de Población y son el producto del trabajo conjunto de dicho centro con el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC).

Los totales nacionales fueron consultados de las memorias anuales de la Contraloría General de la República para los años 1998-2010. Fueron deflactados a colones del año 2011 y estimados en términos per cápita siguiendo el mismo procedimiento que para las series cantonales. Todas las pruebas fueron estimadas utilizando el programa gretl 1.9.6 (Cottrell & Lucchetti 2011).

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1. *Impuestos tributarios totales de los gobiernos locales en Costa Rica, 1998-2010*

La evolución de la serie de ingresos tributarios per cápita de los gobiernos locales se muestra en la figura 1; el cuadro A.1, anexo, resume el análisis de estacionariedad para los niveles y primeras diferencias de esta serie. Como se muestra, no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en los niveles. Pero sí es posible rechazarla para las primeras diferencias.



La ecuación 1 fue estimada utilizando mínimos cuadrados ordinarios con corrección por heteroscedasticidad. Dado que el proceso es de caminata aleatoria, el coeficiente R^2 es prácticamente nulo. El coeficiente es positivo y significativo, lo cual implica que el proceso tiene una tendencia creciente. Los resultados se resumen en la ecuación 6.

$$\Delta Y_t = 1893,73 \quad R^2 < 0,001$$

$$t = 3,263 \text{ (Prob.} = 0,0076) \quad (6)$$

Como se describió en la sección 2, la segunda mitad de la década de 1990 fue de importantes cambios para el régimen municipal. En particular, en 1998 el impuesto de bienes inmuebles sustituyó al impuesto territorial y pasó a ser cobrado por las municipalidades. Además, en ese año comenzaron a regir cambios en los mecanismos para designación de alcaldes: de una decisión del Concejo Municipal a su elección directa en elecciones municipales específicas. Adicionalmente, el Ministerio de Hacienda (que con la reforma legal quedó a cargo solamente de estimar los valores del suelo y ya no de cobrar el impuesto predial) generó modelos nuevos de valor del suelo en 1997 para todo el país, lo cual implicó una actualización significativa de la base impositiva del impuesto bienes inmuebles. Por todas estas razones, y por las transformaciones económicas que sufrió el país, la tendencia creciente en el tiempo de los impuestos municipales es consistente con el contexto nacional en que ocurrió. Es interesante notar que este crecimiento se dio en un contexto de importante aleatoriedad interanual - como un proceso de caminata aleatoria - lo cual sugiere una transición institucionalmente difícil (en la cual muchos actores, entre ellos las municipalidades pero también contribuyentes y órganos del gobierno tuvieron que encontrar sus nuevos roles).

4.2. Variaciones intercantonales e interanuales en las series de datos, 2005-2011

Como se describió en la sección 2, las condiciones en Costa Rica durante la última década han cambiado rápidamente. Estos cambios para series de datos de finanzas municipales son en gran medida aleatorios; pero también existen importantes diferencias entre los distintos cantones de Costa Rica. El cuadro 1 resume esta gran variedad para las variables clave analizadas.

CUADRO 1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE VARIABLES SELECCIONADAS

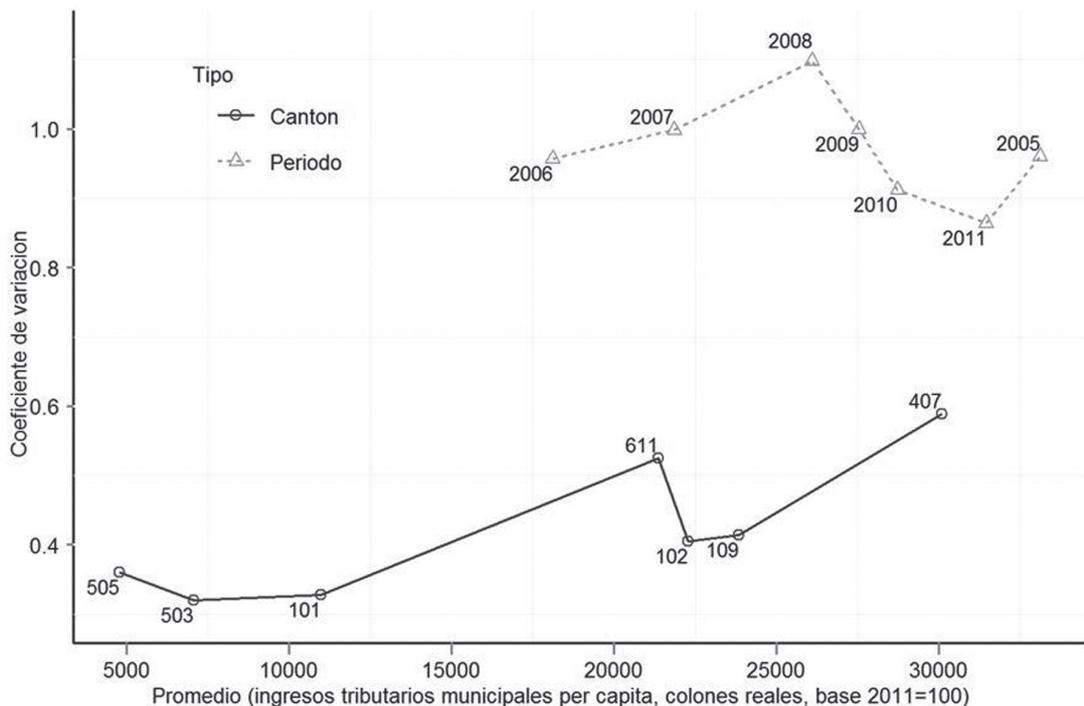
	Ingresos tributarios municipales per capita	Valor de obra construida (millones de colones)	Área total construida (m ²)	Distancia a San José (km)	Total de trabajadores
Promedio	26 700	70 830	330 528	89,2	11 928
Desviación estándar	26 460	80 647	335 696	87,0	34 167
Máximo	209 377	440 288	1 767 268	307,7	321 597
Percentil 95	82 996	246 589	1 044 314	277,1	37 396
Percentil 85	39 918	130 034	657 762	198,0	16 448
Percentil 50	18 380	39 945	209 847	58,6	4194
Percentil 15	9165	11 749	64 251	10,3	1688
Percentil 5	6655	7304	42 365	4,3	986
Mínimo	2131	4584	26 298	0,0	561

Los ingresos tributarios municipales per cápita presentaron un promedio de 26700 colones (colones reales, base 2011=100; aproximadamente \$50 per cápita) con coeficiente de variación (σ/μ) aproximadamente igual a 1. Otras variables (valor y área construidas, distancia a San José) tienen coeficientes de variación similares; para la cantidad de trabajadores, el coeficiente de variación es aún mayor (más de 3).

La mediana de los ingresos tributarios per cápita es menor que el promedio, sugiriendo una distribución asimétrica positiva: la mayoría de valores - cantones - parecen concentrados en la parte baja de la distribución. Es decir, unos pocos cantones tienen mayores ingresos tributarios per cápita que la mayoría de ellos. El 70% de los cantones muestra valores de ingresos tributarios per cápita municipales que oscilan entre 9 mil y 40 mil colones per cápita (colones reales, base 2011=100; \$4,5 a \$40 dólares de EEUU per cápita).

En general, para todas las variables, la variación entre cantones es mucho mayor que la variación en el tiempo. La *figura 2* muestra la relación entre el coeficiente de variación y el promedio para la variable ingresos tributarios municipales per cápita. La línea punteada (periodo) muestra el promedio y coeficiente de variación entre todos los cantones (73) para cada uno de los años de la serie cantonal que se analiza (2005-2011). La línea continua traza los valores para los siete cantones con mayor coeficiente de variación en el tiempo. Estos cantones son, en orden descendente de variación: Osa, Turrubares, San Mateo, Golfito, Acosta, Dota y Coto Brus. El promedio y desviación estándar trazados en la línea continua se obtienen de promediar los siete datos anuales correspondientes a un mismo cantón.

FIGURA 2
COEFICIENTE DE VARIACIÓN VS. PROMEDIO DE INGRESOS TRIBUTARIOS MUNICIPALES PER CÁPITA.
COMPARACIÓN DE VARIACIONES INTERANUALES E INTERCANTONALES

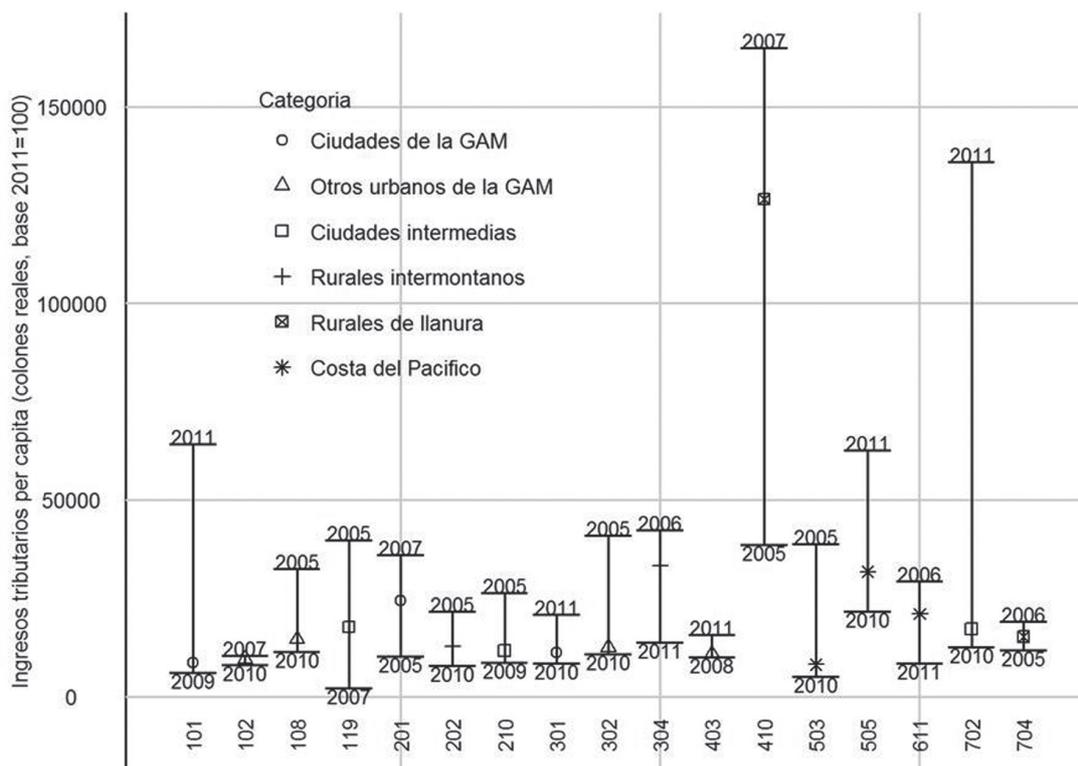


Como es evidente de la figura 2, la línea continua está más cerca del eje horizontal que la línea punteada, indicando que los coeficientes de variación intercantonal (el promedio y desviación estándar entre cantones para un mismo año) es mayor que la variación entre valores de diferentes años para un mismo cantón. Igualmente, el rango de promedios para la línea continua (la diferencia entre el mayor y menor promedio) es más grande que el rango de la línea punteada.

La figura 3 muestra, para una selección de 17 cantones, los valores correspondientes a la mediana, máximo y mínimo de ingresos tributarios per cápita. Se incluyen para los valores extremos el año en que ocurrieron. Los cantones fueron seleccionados de acuerdo con sus características – que permiten clasificarlos aproximadamente en las categorías indicadas en la figura 3: San José (101) y Alajuela (201) como centros de ciudades de la GAM; Escazú (102), Goicoechea (108) y Paraíso (302) como cantones urbanos de la GAM que tienen menores niveles de centralidad; Pérez Zeledón (119) y San Carlos (210) como cantones que albergan ciudades intermedias que funcionan como capital regional; San Ramón (202) y Jiménez (305) como cantones rurales del Valle Central; Santa Cruz (503), Carrillo (505) y Garabito (611) como cantones costeros del Pacífico, los principales beneficiarios del reciente boom inmobiliario, y Sarapiquí (410) y Talamanca (704) como cantones rurales de zonas bajas.

La figura 3 permite mostrar la diversidad existente en las series de datos. El año en que ocurrió la máxima y mínima recaudación no coincide ni siquiera para cantones de una misma categoría (la única excepción corresponde a los cantones costeros del Pacífico, para los cuales el mínimo se reporta para 2010-2011, reflejando el impacto de la crisis inmobiliaria sobre los niveles de recaudación). También existen casos de oscilaciones interanuales muy grandes – para Pococí (702), la recaudación mínima ocurrió en 2010 y la máxima, al año siguiente. Igualmente, no parecen existir patrones en cuanto al tamaño de la dispersión. Existen rangos muy grandes (Sarapiquí, 410; Pococí, 702) y muy pequeños (Escazú, 102). Algunos parámetros pueden ser explicados sustantivamente; por ejemplo, la expansión del cultivo de piña en Sarapiquí (410) probablemente explique por lo menos parcialmente la dispersión de la recaudación. Los valores máximos y mínimos del grupo de cantones de la costa pacífica coinciden con la dinámica inmobiliaria en general (máximos más antiguos, mínimos más recientes); pero incluso entre ellos, existen diferencias: así, la recaudación máxima del cantón de Carrillo (505) corresponde a 2011 pese a los efectos de la crisis. En general, los altos niveles de aleatoriedad – como se verá en la sección 4.3 más formalmente – son la principal constante entre cantones.

FIGURA 3
 MEDIANA, MÁXIMO Y MÍNIMO DE INGRESOS TRIBUTARIOS PER CAPITA PARA CANTONES SELECCIONADOS⁷

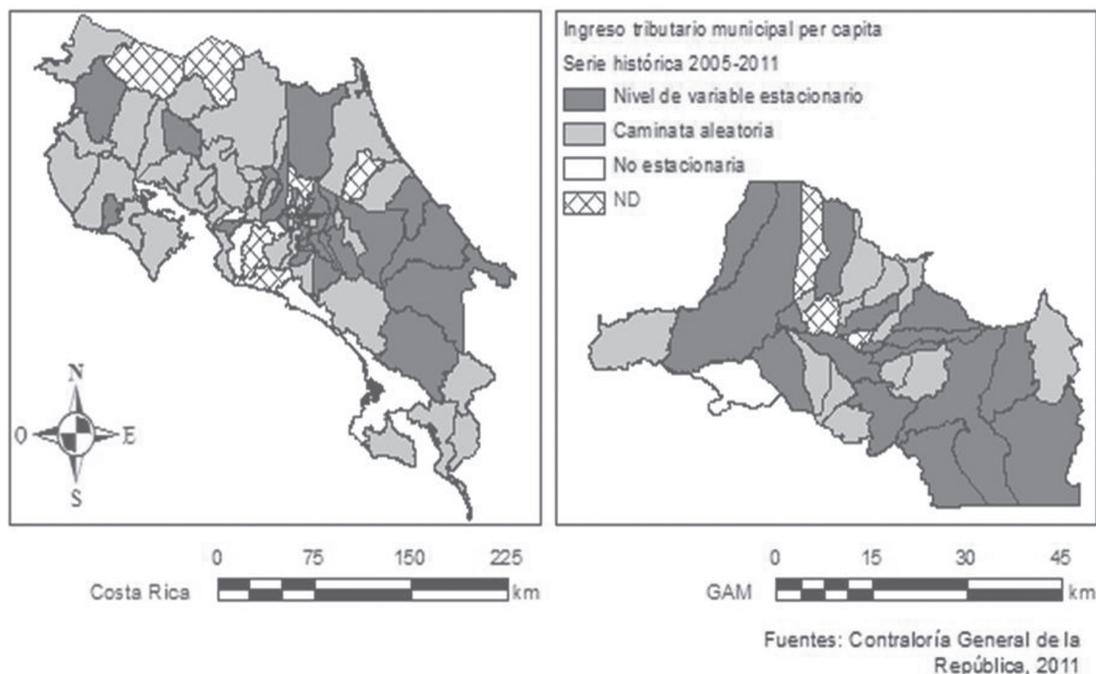


4.3. Estacionariedad de los ingresos tributarios municipales per cápita

Los resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentada, aplicados a los niveles y las primeras diferencias de la serie histórica de ingresos tributarios municipales per cápita de cada cantón, permitieron clasificar a cada cantón de acuerdo con el comportamiento de la serie histórica. Los resultados se muestran en la figura 4; los detalles se anexan en los cuadros A.2 y A.3.

⁷ Se indica el código de cantón; en círculo: mediana; valor superior es máximo y valor inferior, mínimo; se indica año en que se reportó máximo o mínimo junto a dicho valor.

FIGURA 4
CLASIFICACIÓN DE SERIES HISTÓRICAS DE INGRESOS TRIBUTARIOS MUNICIPALES PER CÁPITA,
2005-2011



Al analizar los resultados, es posible encontrar algunas relaciones sustantivas preliminares. Considerando los 28 cantones de la GAM para los cuales hay información disponible, es posible asociar la estabilidad de la serie con la población total: los cinco cantones con poblaciones estimadas en 2011 mayores a 130 mil habitantes (San José, Desamparados, Alajuela, Cartago y Goicoechea)⁸ todos tienen series estacionarias en sus niveles. De los seis cantones con menor población (menos de 26 500 habitantes), cinco - Alvarado, Flores, San Isidro, San Pablo y Atenas - se comportan como caminatas aleatorias. El sexto, Belén, es estacionario. Debe tomarse en consideración que Belén cumple una función particular dentro de la región. Si bien es cierto su población (y área) es relativamente pequeña, concentra gran parte de la actividad industrial de la GAM y de Costa Rica, lo cual le permite contar con una base amplia que resulta en ingresos atípicamente estables.

Si los 17 cantones restantes son ordenados de acuerdo con el porcentaje de trabajadores formales del sector agropecuario, seis de los ocho cantones con valores mayores a 15% son estacionarios. Cinco de los siete cantones con porcentajes menores al 5%, en cambio, exhiben comportamientos de caminata aleatoria.

Los cantones que no pertenecen a la GAM pueden, a su vez, dividirse en dos grupos: 15 cantones forman parte de la Región Central. Siete de ellos son procesos de caminata aleatoria; seis series cantonales resultaron estacionarias y dos, no fueron estacionarios ni en sus niveles ni en sus primeras diferencias.

Los restantes 30 cantones son, básicamente, procesos de caminata aleatoria: solo siete son estacionarios, cuatro de ellos con porcentajes de trabajadores formales del sector agropecuario

⁸ El sexto cantón es Heredia, que no fue analizado porque la serie de datos no está completa.

mayores al 64 %: Sarapiquí, Siquirres, Buenos Aires y Matina. Nótese que estos cuatro cantones tienen importantes concentraciones de plantaciones (de piña y banano). Los otros cantones tienen un comportamiento esencialmente aleatorio -siendo las excepciones- Hojancha, Liberia y Talamanca (estacionarios), y Osa y Aguirre (no estacionarios, que podrían ser procesos de caminata aleatoria no detectados por lo corto de las series de tiempo analizadas).

Al estimar los parámetros de deriva para cada serie cantonal (siguiendo el mismo procedimiento que en la subsección 4.1), no fue posible encontrar coeficientes estadísticamente significativos. Esto puede haber sido causado por una gran aleatoriedad en los datos de las series cantonales, que tienen un periodo muy corto (un problema formal), o porque, durante este periodo (2005-2011), los ingresos tributarios no crecieron.

En el segundo caso, sería de esperar que el ritmo de crecimiento de los ingresos tributarios de todo el país para 2005-2010 fuera menor que para 1998-2004. En efecto, se sabe ya del análisis realizado en la subsección 4.1 que los ingresos tributarios nacionales son crecientes para todo el periodo 1998-2010. Por ello, si durante 2005-2010 no hubo crecimiento (si el parámetro de deriva en efecto es nulo), entonces los ingresos municipales debieron de haber sido crecientes durante 1998-2004 para explicar porqué el parámetro de deriva para 1998-2010 sí fue positivo y significativo.

Se estimó entonces la ecuación 7 con la serie histórica de ingresos tributarios municipales de todo Costa Rica:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta \cdot Dum_{0511} + \mu_t \quad (7)$$

donde Dum_{0511} es igual a 1 para los años 2005-2010. Si para 2005-2011 ya no existe crecimiento, como sugiere el análisis de las series cantonales, el coeficiente debe ser negativo y significativo. Esto indicaría un crecimiento menor durante 2005-2010 de la serie de ingresos (e incluso, si β es mayor que α , un crecimiento nulo o negativo). Una estrategia analítica similar ha sido utilizada para explorar los impactos de diversas reformas legales sobre la recaudación de impuestos municipales en Bogotá (García & Parra 2002).

Los resultados de la estimación se muestran en la ecuación 8:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha + \beta \cdot Dum_{0511} + \mu_t \Rightarrow \\ \Delta Y_t &= \quad 2103,65 \quad - \quad 419,83 \quad Dum_{0510} \quad R^2 = 0,012 \\ &\quad t = 1,898 \quad \quad t = -0,371 \\ &\quad (Prob. 0,087) \quad (Prob. 0,719) \end{aligned} \quad (8)$$

Como es de esperar, el coeficiente de determinación R^2 es muy bajo - consistente con el proceso de caminata aleatoria. El parámetro de deriva (β) es estadísticamente significativo y mayor a 0, con aproximadamente el mismo valor que en la ecuación 6, de donde se sigue que el proceso en su conjunto tiene una tendencia creciente. Por el contrario, el coeficiente no es estadísticamente significativo. De ello puede inferirse que por lo menos algunas de las series cantonales de 2005-2011 probablemente tengan una tendencia creciente. Esta no puede ser estimada porque no hay suficientes datos para evaluar apropiadamente el parámetro de deriva en el modelo definido por la ecuación 1.

5. CONCLUSIONES

Se han identificado en este trabajo dos importantes características de la evolución de los ingresos municipales tributarios (su aleatoriedad y su carácter creciente), que coinciden con el contexto nacional en que se desenvuelven los gobiernos locales.

En primer término, es claro que la variación interanual de los ingresos tributarios per cápita municipales es aleatoria. Pero es igualmente claro que existe una tendencia creciente de dichos ingresos, lo cual es sano para el quehacer municipal.

El comportamiento aleatorio de los cantones y de la serie nacional sugiere que los cambios en el contexto, que afectan los niveles y crecimiento de los ingresos tributarios per cápita, continúan. En particular, parece que las oscilaciones de la actividad constructiva siguen afectando a los ingresos tributarios per cápita, aunque en forma espacialmente diferenciada (algunos cantones más que otros). La tendencia creciente detectada para los ingresos tributarios municipales, entonces, depende fundamentalmente de la capacidad del país para generar desarrollo general y local; y en la medida en que este desarrollo sea desigual, tomarán mayor importancia otros mecanismos de financiamiento público - en particular, transferencias intermunicipales.

Las transformaciones institucionales recientes (segunda mitad de la década de 2000) fueron mucho menos profundas que las correspondientes al inicio del periodo de análisis (circa 1998). En 2009, se realizó una actualización de la plataforma de valores del suelo, que ha sido paulatinamente adoptada por los municipios. Pero en general, las fuentes de aleatoriedad probablemente hayan pasado de ser institucionales a estar asociadas a cambios en la base económica cantonal.

El impacto agregado de todas las variaciones ha sido una tendencia creciente en la recaudación de impuestos municipales per cápita. Sin embargo la aleatoriedad inherente a estas series históricas implica problemas para una adecuada planificación anual de gastos.

Por último, resulta evidente que si bien es cierto los ingresos han aumentado - y posiblemente continúen aumentando en el corto plazo - no es de esperar que este aumento conduzca a un cambio fundamental en su importancia relativa: los ingresos municipales totales han sido alrededor del 1 al 2% del PIB, menos que la décima parte de los ingresos del gobierno. Tampoco es muy claro que la sociedad costarricense, al margen de los discursos de descentralización, reclame dicho cambio. En vista de las limitaciones estructurales en los niveles y variaciones de los ingresos municipales, y las enormes disparidades entre diversos contextos locales, posiblemente sea más productivo concentrarse en mejorar la gestión municipal actualmente existente y transferir selectivamente funciones (a las municipalidades con mayores posibilidades de enfrentar con éxito nuevos retos), antes que plantear esquemas masivos y universales de transferencias de funciones y fondos hacia el sector municipal.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Box, G. E. & Jenkins, G. M. (1976). *Time Series Analysis forecasting and control*. Oakland, CA: Holden-Day.
- Contraloría General de la República (2011). *Ingresos corrientes del presupuesto ordinario del gobierno de la República para el 2011*. San José, Costa Rica: la Contraloría.
- Contraloría General de la República (2002). *Análisis y opinión sobre la gestión de los gobiernos locales* (Informe No. DFOE-SM-233/2002). San José, Costa Rica: la Contraloría.
- Cottrell, A. & Lucchetti, R. (2011), *Gretl User's Guide*. URL: <http://ricardo.ecn.wfu.edu/pub/gretl/manual/PDF/gretl-guide.pdf>
- Fundación DEMUCA (2010). *Actualización del estudio comparativo sobre finanzas municipales para el desarrollo local en Centroamérica y República Dominicana: Datos 2007-2008*. San José, Costa Rica: DEMUCA.
- García, M. & Parra, Y. (2002). ¿Han aumentado el recaudo las reformas tributarias en Bogotá? *Cuadernos de Economía*, 21(37), 181–203.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics* (4ta ed.). Nueva York: McGraw-Hill.
- Hyndman, R. J. & Kostenko, A. V. (2007). Minimum sampling size requirements for seasonal forecasting models. *Foresight* 6, 12–16.

- Ley No. 7509 (1995), Ley de Impuesto sobre Bienes Inmuebles, La Gaceta No. 116 del 19 de junio de 1995.
- Ley No. 8114 (2001), Ley de Simplificación y Eficiencia Tributarias, La Gaceta No. 131 del 9 de julio de 2001.
- Pujol, R., Pérez, E. & Sánchez, L. (2011a). *Análisis de factores estructurales que inciden sobre la recaudación tributaria en Costa Rica, 2006-2009. Aplicación de experimentos factoriales a series municipales* (Proyecto A9550). San José, Costa Rica: Universidad de Costa Rica, ProDUS.
- Pujol, R., Valentinuzzi, S., Sánchez, L. & Pérez, E. (2011b). *Finanzas municipales en Costa Rica. Tendencia histórica de los ingresos municipales antes y después del cambio de legislación del impuesto a los bienes inmuebles* (Proyecto A9550). San José, Costa Rica: Universidad de Costa Rica, ProDUS.
- Rojas, O. (2009). *Evolución del Régimen Municipal, Periodo 1999-2006: Caso de Costa Rica* (Serie de Investigación y Análisis No. 10). San José, Costa Rica: Programa de Regularización de Catastro y Registro.
- Román, M. (2008). *Análisis del mercado inmobiliario-hipotecario de Costa Rica. Parte 2: Problemas fiscales derivados de la mala declaración del valor de las propiedades: Estudio de caso en ocho cantones* (Serie de Investigación y Análisis No. 6-7). San José, Costa Rica: Programa de Regularización de Catastro y Registro.

7. ANEXO

CUADRO A.1
PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA: INGRESOS TRIBUTARIOS TOTALES
DE LOS GOBIERNOS LOCALES EN COSTA RICA, 1998-2010

Prueba		Niveles	Primeras diferencias
Contraste sin constante (Ecuación 3)	δ	0,081	-0,683
	τ	1,986	-4,850
	Prob. τ	0,982	<0,001
Contraste con constante (Ecuación 4)	δ	-0,195	-1,003
	τ	-2,101	-7,477
	Prob. τ	0,247	<0,001
Contraste con constante y tendencia (Ecuación 5)	δ	-0,998	-0,962
	τ	-5,186	-6,820
	Prob. τ	0,008	0,001

CUADRO A.2
RESULTADOS DE PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA POR CANTÓN
PARA INGRESOS MUNICIPALES TRIBUTARIOS PER CAPITA, 2006-2011

Cantón	δ	τ	Prob. τ	Resultado
101 San José	-1,2227	-13,5724	<0,0001	Estacionaria
102 Escazú	-1,0802	-2,5408	0,1503	No estacionaria
103 Desamparados	-1,2188	-5,9903	0,0048	Estacionaria
105 Tarrazú	-0,2255	-2,1457	0,2268	No estacionaria
106 Aserrí	-1,0046	-2,5639	0,1463	No estacionaria
107 Mora	-0,8133	-1,4243	0,4989	No estacionaria
108 Goicoechea	-1,0845	-3,8590	0,0350	Estacionaria
109 Santa Ana	-1,2374	-2,9562	0,0935	Estacionaria
110 Alajuelita	-0,9078	-72,8786	0,9999	No estacionaria
111 Coronado	-1,0421	-8,4687	0,0008	Estacionaria
112 Acosta	-0,7345	-1,4804	0,4747	No estacionaria
114 Moravia	-0,6671	-1,1344	0,6229	No estacionaria
115 Montes de Oca	-1,1926	-7,1074	0,0020	Estacionaria
116 Turrubares	-1,0673	-2,4502	0,1661	No estacionaria
117 Dota	-1,0577	-3,4361	0,0547	Estacionaria
118 Curridabat	-0,9938	-2,1488	0,2357	No estacionaria
119 Pérez Zeledón	-0,6838	-1,2373	0,5804	No estacionaria
120 León Cortés	-1,1145	-3,0868	0,0807	Estacionaria

Continúa...

CUADRO A.2
 RESULTADOS DE PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA POR CANTÓN
 PARA INGRESOS MUNICIPALES TRIBUTARIOS PER CAPITA, 2006-2011

Cantón	δ	τ	Prob. τ	Resultado
201 Alajuela	-1,1730	-5,7168	0,0060	Estacionaria
202 San Ramón	-0,8346	-1,7324	0,3718	No estacionaria
203 Grecia	-0,9272	-2,1644	0,2316	No estacionaria
204 San Mateo	1,0618	0,8374	0,9815	No estacionaria
205 Atenas	-0,6785	-1,3269	0,5420	No estacionaria
206 Naranjo	-0,9397	-2,1767	0,2283	No estacionaria
207 Palmares	-1,0472	-3,6633	0,0430	Estacionaria
208 Poás	-1,0442	-6,1278	0,0043	Estacionaria
209 Orotina	-1,4518	-4,9044	0,0123	Estacionaria
210 San Carlos	-0,7603	-1,3632	0,5258	No estacionaria
211 Zarcero	-0,9049	-2,3002	0,1977	No estacionaria
212 Valverde Vega	-1,1920	-4,0873	0,0276	Estacionaria
215 Guatuso	-0,7375	-1,4659	0,4808	No estacionaria
301 Cartago	-1,1721	-4,4116	0,0199	Estacionaria
302 Paraíso	-1,1434	-18,7393	0,0001	Estacionaria
303 La Unión	-0,7864	-1,2980	0,5546	No estacionaria
304 Jiménez	-0,4326	-0,8061	0,7400	No estacionaria
305 Turrialba	-1,1695	-3,4636	0,0531	Estacionaria
306 Alvarado	-0,8935	-1,8121	0,3429	No estacionaria
307 Oreamuno	-0,9965	-5,6786	0,0062	Estacionaria
308 El Guarco	-1,4141	-3,7596	0,0389	Estacionaria
402 Barva	-1,2400	-6,2921	0,0038	Estacionaria
403 Santo Domingo	-1,1016	-3,1355	0,0763	Estacionaria
405 San Rafael	-0,9416	-2,2306	0,2145	No estacionaria
406 San Isidro	-0,9703	-2,5827	0,1433	No estacionaria
407 Belén	-1,2272	-5,4910	0,0073	Estacionaria
408 Flores	-0,8763	-1,7376	0,3699	No estacionaria
409 San Pablo	-0,7037	-1,2752	0,5642	No estacionaria
410 Sarapiquí	-1,2201	-3,0600	0,0830	Estacionaria
501 Liberia	-1,3431	-5,6119	0,0065	Estacionaria
502 Nicoya	-0,6277	-1,0449	0,6576	No estacionaria
503 Santa Cruz	-1,1961	-2,4490	0,1663	No estacionaria
504 Bagaces	-0,7243	-1,2452	0,5770	No estacionaria
505 Carillo	-0,3047	-0,7730	0,7496	No estacionaria
506 Cañas	-1,0000	-2,3297	0,1912	No estacionaria
507 Abangares	-0,4525	-0,8618	0,7230	No estacionaria

Continúa...

CUADRO A.2
 RESULTADOS DE PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA POR CANTÓN
 PARA INGRESOS MUNICIPALES TRIBUTARIOS PER CAPITA, 2006-2011

Cantón	δ	τ	Prob. τ	Resultado
508 Tilarán	-1,1358	-2,9847	0,0904	Estacionaria
509 Nandayure	-0,6816	-1,2150	0,5901	No estacionaria
510 La Cruz	-0,2899	-0,5120	0,8194	No estacionaria
511 Hojancha	-1,2812	-3,2671	0,0659	Estacionaria
601 Puntarenas	-1,1382	-2,3403	0,1888	No estacionaria
602 Esparza	-0,7026	-1,2172	0,5891	No estacionaria
603 Buenos Aires	-1,1015	-4,0589	0,02843	Estacionaria
604 Montes de Oro	-0,5899	-1,1077	0,6331	No estacionaria
605 Osa	-0,0244	-0,0711	0,9076	No estacionaria
606 Aguirre	-0,8227	-1,3873	0,5153	No estacionaria
607 Golfito	-0,2947	-0,6407	0,7861	No estacionaria
608 Coto Brus	-0,4605	-0,6991	0,7701	No estacionaria
610 Corredores	-1,0491	-2,4961	0,1578	No estacionaria
611 Garabito	-1,1412	-2,3342	0,1902	No estacionaria
701 Limón	-1,1675	-4,1108	0,0270	Estacionaria
702 Pococí	-0,7944	-1,7757	0,3563	No estacionaria
703 Siquirres	-1,0380	-2,7939	0,1130	No estacionaria
704 Talamanca	-1,0575	-4,5683	0,0170	Estacionaria
705 Matina	-1,1484	-6,1203	0,0043	Estacionaria

CUADRO A.3
 RESULTADOS DE PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA POR CANTÓN PARA PRIMERA DIFERENCIA
 DE INGRESOS MUNICIPALES TRIBUTARIOS PER CAPITA PARA SERIES NO ESTACIONARIAS, 2007-2011

Cantón	δ	τ	Prob. τ	Resultado
102 Escazú	-0.9604	-6.2770	0.0063	Estacionaria: caminata aleatoria
105 Tarrazú	-0.8699	-10.3521	0.0006	Estacionaria: caminata aleatoria
106 Aserrí	-0.9630	-4.8070	0.0189	Estacionaria: caminata aleatoria
107 Mora	-1.0125	-2.6975	0.1341	No estacionaria
110 Alajuelita	-0.9129	-36.3587	0.0011	Estacionaria: caminata aleatoria
112 Acosta	-0.9172	-4.2190	0.0313	Estacionaria: caminata aleatoria
114 Moravia	-0.9203	-5.1221	0.0147	Estacionaria: caminata aleatoria
116 Turubares	-1.2569	-2.7020	0.1335	No estacionaria
118 Curridabat	-1.0060	-6.0506	0.0073	Estacionaria: caminata aleatoria
119 Pérez Zeledón	-1.0495	-10.4132	0.0006	Estacionaria: caminata aleatoria

Continúa...

CUADRO A.3
 RESULTADOS DE PRUEBA DE DICKEY-FULLER AUMENTADA POR CANTÓN PARA PRIMERA DIFERENCIA
 DE INGRESOS MUNICIPALES TRIBUTARIOS PER CAPITA PARA SERIES NO ESTACIONARIAS, 2007-2011

Cantón	δ	τ	Prob. τ	Resultado
202 San Ramón	-0.8860	-11.9233	<0.0001	Estacionaria: caminata aleatoria
203 Grecia	-0.8480	-8.1967	0.0019	Estacionaria: caminata aleatoria
204 San Mateo	-2.1744	-1.4035	0.4935	No estacionaria
205 Atenas	-1.1947	-4.6502	0.0216	Estacionaria: caminata aleatoria
206 Naranjo	-1.1073	-6.1930	0.0066	Estacionaria: caminata aleatoria
210 San Carlos	-1.0440	-10.2045	0.0006	Estacionaria: caminata aleatoria
211 Zarcerro	-0.9099	-6.0654	0.0073	Estacionaria: caminata aleatoria
215 Guatuso	-0.8803	-4.3070	0.0290	Estacionaria: caminata aleatoria
303 La Unión	-0.9129	-4.7352	0.0201	Estacionaria: caminata aleatoria
304 Jiménez	-1.0553	-4.1634	0.0329	Estacionaria: caminata aleatoria
306 Alvarado	-1.0461	-3.0448	0.0938	Estacionaria: caminata aleatoria
405 San Rafael	-0.8728	-14.2152	<0,0001	Estacionaria: caminata aleatoria
406 San Isidro	-0.9193	-6.2518	0.0064	Estacionaria: caminata aleatoria
408 Flores	-1.1367	-4.5839	0.0229	Estacionaria: caminata aleatoria
409 San Pablo	1.0305	-8.3778	0.0017	Estacionaria: caminata aleatoria
502 Nicoya	-0.9141	-3.9624	0.0394	Estacionaria: caminata aleatoria
503 Santa Cruz	-1.5341	-6.4576	0.0056	Estacionaria: caminata aleatoria
504 Bagaces	-1.1113	-3.9914	0.0384	Estacionaria: caminata aleatoria
505 Carillo	-1.3718	-3.005	0.0977	Estacionaria: caminata aleatoria
506 Cañas	-0.9881	-3.7552	0.0474	Estacionaria: caminata aleatoria
507 Abangares	-1.5371	-5.6260	0.0098	Estacionaria: caminata aleatoria
509 Nandayure	-1.0615	-7.8351	0.0024	Estacionaria: caminata aleatoria
510 La Cruz	-0.8897	-6.4668	0.0055	Estacionaria: caminata aleatoria
601 Puntarenas	-1.3922	-4.4872	0.0249	Estacionaria: caminata aleatoria
602 Esparza	-1.6394	-7.6618	0.0026	Estacionaria: caminata aleatoria
604 Montes de Oro	-1.5683	-7.4752	0.0030	Estacionaria: caminata aleatoria
605 Osa	-0.9138	-2.3183	0.1974	No estacionaria
606 Aguirre	-1.3258	-2.9104	0.1077	No estacionaria
607 Golfito	-0.8454	-3.3050	0.0725	Estacionaria: caminata aleatoria
608 Coto Brus	-0,4605	-4.0704	0.0358	Estacionaria: caminata aleatoria
610 Corredores	-0.9187	-12.9860	0.0001	Estacionaria: caminata aleatoria
611 Garabito	-1.3853	-3.3024	0.0727	Estacionaria: caminata aleatoria
702 Pococí	-0.9496	-3.7992	0.0455	Estacionaria: caminata aleatoria
703 Siquirres	-0.8634	-12.9906	<0.0001	Estacionaria: caminata aleatoria

