

# Devaluación y Distribución del Ingreso en República Dominicana

Frank Fuentes Brito\*  
Banco Central de la República Dominicana  
*f.fuentes@bancentral.gov.do*

Nassim José Alemany Isaac\*  
Banco Central de la República Dominicana  
*n.alemany@bancentral.gov.do*

Agosto 2009  
(Versión Preliminar)

## Resumen

Este trabajo explora los efectos de la devaluación del tipo de cambio sobre la distribución del ingreso en República Dominicana utilizando el enfoque de cointegración desarrollado por Johansen con información trimestral para el periodo 1992:1-2009:2. Los resultados muestran que el traspaso (*pass-through*) de las fluctuaciones del tipo de cambio hacia los precios de las canastas de consumo de todos los quintiles de ingresos es significativo y elevado, en el corto y largo plazo. La devaluación del tipo de cambio no parece tener un impacto diferenciado sobre los ingresos de los hogares que beneficie a los más ricos en perjuicio de los más pobres, o viceversa, por lo tanto, no provoca un cambio significativo en el valor del coeficiente de Gini. No obstante, una devaluación, por su impacto sobre el nivel de precios, tiene la capacidad de reducir el ingreso real de todos los hogares y desplazar muchos de ellos por debajo de la línea de pobreza.

**Palabras Claves:** Pass-through de tipo de cambio, inflación, coeficiente de Gini, distribución del ingreso.

\*Las opiniones expresadas en el texto son de la exclusiva responsabilidad de los autores. Este documento de trabajo constituye un primer borrador por lo que se solicita al lector no citar.

## 1. INTRODUCCIÓN

Existe un elevado nivel de consenso en la teoría económica de que el régimen cambiario no incide sobre la economía real, siempre y cuando exista flexibilidad en el ajuste de precios y salarios, así como libre movilidad de los factores de producción. De hecho, en presencia de rigideces en los mercados que provoquen inflexibilidades en el ajuste de los precios y el mercado laboral, los movimientos del tipo de cambio nominal constituyen un mecanismo eficiente para permitir el ajuste de la economía.

Los países dependientes de las exportaciones de productos primarios, con elevado endeudamiento y mercados laborales rígidos se encuentran altamente expuestos a shocks reales. Por consiguiente, la flexibilidad en el tipo de cambio nominal es necesaria para ajustar los precios relativos. La flotación cambiaria permite acelerar el ajuste y reducir los costos de transición hacia el nuevo equilibrio. Esta posición está ampliamente documentada en la literatura, destacándose las contribuciones de Obstfeld y Rogoff (1995), Agenor (2000), Calvo y Reinhart (2000), Larraín y Velasco (2001), entre otros.

Sin embargo, a pesar de la solidez de los planteamientos de la teoría económica en este sentido, en la práctica sólo un puñado de países conduce su política cambiaria en base a la libre flotación. Un argumento a favor del uso de regímenes de tipo de cambio alternativos a la flexibilidad absoluta, es el impacto que fluctuaciones en el tipo de cambio pueden tener sobre el nivel de vida de los estratos más pobres de la sociedad. Alexander (1952), Díaz-Alejandro (1963), Krugman y Taylor (1978) y Edwards (1989) afirman que las devaluaciones perjudican a los más pobres, particularmente en el corto plazo. Recientemente, Mendoza (2007) enfatiza que el deterioro de la distribución del ingreso es uno de los efectos secundarios del ajuste cambiario.

En el caso de la República Dominicana, los episodios de crisis económica caracterizados por una importante depreciación del tipo de cambio, han tenido efectos sociales devastadores para todos los niveles de ingresos. No obstante, surgen las interrogantes: ¿perjudica más la depreciación del tipo de cambio a los hogares de menores ingresos? Y más aún, ¿incrementa la desigualdad social?

Si la depreciación tiene un efecto diferenciado sobre las canastas de consumo de los distintos quintiles de ingresos con un sesgo en perjuicio de los hogares más pobres, las devaluaciones contribuirían a incrementar la desigualdad económica y social. Por tanto, ambas preguntas son pertinentes para que el diseño de cualquier estrategia de reducción de la pobreza y la desigualdad del ingreso en el país, sea consistente con la política económica, particularmente la cambiaria.

A pesar de que los efectos del manejo de la política cambiaria sobre la distribución del ingreso se han mantenido generalmente al margen de la discusión en los círculos académicos, éstos son de gran relevancia práctica para el diseño y ejecución de la política macroeconómica. Por consiguiente, el análisis presentado en este trabajo pretende contribuir al mejor entendimiento de esta dinámica entre el tipo de cambio y la desigualdad social en una economía de bajos ingresos.

Este estudio analiza el efecto del traspaso (*pass-through*) de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre los precios de las canastas de consumo de los diferentes quintiles de ingresos y su impacto en la distribución de la renta en República Dominicana. Para estos fines se utiliza el procedimiento de cointegración desarrollado por Johansen (1988, 1991) para estimar el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios de las canastas de consumo por quintiles utilizando la Tercera Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares (ENGIH) de 1998, información estadística trimestral del Sistema de Cuentas Nacionales (SCN-93) y datos del sector monetario y cambiario para el período 1992:1-2009:2.

El resto de este trabajo se divide de la siguiente forma: La segunda sección presenta una síntesis de la literatura sobre la relación entre la devaluación y la distribución del ingreso. La tercera sección expone la metodología de estimación. La cuarta sección analiza los resultados relacionados con los modelos estimados. Finalmente, se ofrecen las conclusiones y se sugieren algunos lineamientos para futuras investigaciones.

## 2. REVISIÓN DE LITERATURA

El proceso de depreciación o devaluación del tipo de cambio nominal puede afectar el sector real de la economía a través de varios canales. De acuerdo a la teoría económica convencional, una depreciación contribuye a producir una expansión en el nivel de actividad económica por su efecto sobre el precio relativo de los bienes transables. Esto supone un aumento de la demanda agregada vía un incremento de las exportaciones, y por una mayor demanda doméstica por bienes no transables, como consecuencia de un proceso de sustitución de importaciones. Esto conduciría a un aumento del producto y, eventualmente, de los precios de los bienes producidos domésticamente.

En contraste con el enfoque tradicional, existe evidencia empírica a favor de que una devaluación puede tener un impacto negativo sobre la actividad económica real. Existe la posibilidad de que una devaluación genere una redistribución del ingreso de grupos con una baja propensión marginal al ahorro a grupos con una alta propensión marginal al ahorro, resultando en un declive de la demanda agregada y el producto.

Desde el trabajo de Díaz-Alejandro (1965), la opinión general ha sido que las devaluaciones perjudican a los más pobres, particularmente en el corto plazo. Se argumenta que cualquier política que promueva la pérdida de valor de la moneda local con respecto al dólar, genera efectos contractivos en la práctica, sobre todo en el contexto de programas de ajuste estructural. Esto disminuye los salarios e incrementa el desempleo, que a su vez afecta desproporcionalmente a los pobres. Este argumento ha sido respaldado por los hallazgos de Twomey (1983), Bigstean (1987), Edwards (1989) y Bahmani-Oskooee (1997), utilizando una muestra de 24 países.

Adicionalmente, una devaluación podría tener un efecto diferenciado sobre los precios de las canastas de consumo de los hogares de distintos niveles de ingresos. Si los hogares de menores ingresos experimentan una mayor pérdida relativa de poder adquisitivo que los hogares de mayores ingresos cuando se verifica una devaluación del tipo de cambio, entonces el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio a los precios contribuiría a incrementar la desigualdad económica. Mendoza (2007) encuentra evidencia a favor de este efecto para Venezuela.

Sin embargo, varios autores afirman que no existe evidencia concluyente acerca de los efectos de las devaluaciones sobre la distribución del ingreso. El mismo Edwards (1989) afirmó que el hecho de que, hasta ese momento, no se hubiera realizado ningún estudio sistemático y transnacional acerca de la devaluación y sus efectos sobre la distribución del ingreso es, en parte, un reflejo de la escasez de información confiable en la mayoría de los países alrededor del mundo.

Una de las debilidades de la mayoría de estos estudios es que dependen de información poco fiable sobre salarios. A pesar de que los salarios son una parte importante de los ingresos, no son la única fuente de ingresos para un hogar, incluso (o quizás especialmente) para los pobres. Para enfrentar el problema de información, un enfoque más adecuado es utilizar información detallada de la encuesta de nivel de vida familiar, y simular el efecto de una devaluación por grupos de hogares.

Minot (1998), utilizando data de 566 hogares encuestados en Ruanda entre 1983-1985, considera que el efecto sobre los precios relativos de una devaluación tiene un moderado impacto en las familias rurales y en los pobres en general. En un estudio más reciente, Friedman y Levinsohn (2002) examinan los efectos de la masiva crisis financiera y económica en Indonesia en 1997-98 sobre el bienestar de los hogares, utilizando información de encuestas previas a la crisis. Se dieron cuenta de que “prácticamente todos los hogares se vieron afectados, aunque los pobres de zonas urbanas pagaron el mayor precio,” los pobres de zonas rurales, como los productores de alimentos, fueron capaces de mitigar los peores efectos de la alta inflación.

Según Haughton y Vãn Kihn (2003), existen al menos tres razones para esta carencia de claridad. En primer lugar, los determinantes de la distribución del ingreso no son bien comprendidos, a pesar de la atención que le han dedicado investigadores en economía y otras disciplinas. En segundo lugar, la masiva cantidad de informaciones de los hogares que se necesita para entender la naturaleza y determinantes de la distribución del ingreso. Finalmente, la distribución del ingreso depende de la estructura económica del país, por lo que la generalización de un país a otro es difícil.

## 2.1. Estructura de ingresos y gastos de la República Dominicana

Para los fines de este estudio, la fuente de información utilizada para analizar la estructura de ingresos y gastos de los hogares dominicanos es la ENIGH 1998 realizada por el Banco Central de la República Dominicana. En esta encuesta los gastos e ingresos son considerados como variables flujo, referidos a las transacciones realizadas por los hogares en un período determinado. Sin embargo, no permiten evaluar el uso que los hogares hacen de su patrimonio o de sus activos financieros y no financieros, de manera que no es posible analizar las variaciones de las cuentas de capital y financiera de los hogares. Los resultados obtenidos fueron comparados con fuentes externas y con el marco contable del Sistema de Cuentas Nacionales SCN-93, con la finalidad de validarlos.

Según la ENIGH 1998, el total de ingresos corrientes por año de los hogares alcanzó RD\$250,234.3 millones, de los cuales el 77.2% corresponde a ingresos monetarios y el restante 22.8% fueron ingresos recibidos en especie. Los ingresos en especie tuvieron un peso significativo entre las familias más pobres, debido a su mayor dependencia de la asistencia social del Estado y las transferencias de otros hogares residentes en el país y en el exterior.

**Tabla 1: Distribución de Ingresos por Quintiles, Periodos y Categorías**

Fuentes de ingreso y quintiles	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
<b>Ingreso corriente anual (Mill. RD\$)</b>	<b>15,805.5</b>	<b>27,067.9</b>	<b>36,917.4</b>	<b>52,748.5</b>	<b>117,695.1</b>
<b>Ingreso corriente mensual (RD\$)</b>	<b>3,431.7</b>	<b>5,877.0</b>	<b>8,015.5</b>	<b>11,452.8</b>	<b>25,553.7</b>
<b>Ingresos Monetarios</b>	<b>69.6</b>	<b>72.6</b>	<b>75.7</b>	<b>76.9</b>	<b>79.9</b>
Por trabajo asalariado	25.1	27.6	31.7	32.7	33.8
<i>Sueldos y salarios</i>	23.3	25.3	28.6	28.4	29.0
<i>Bonos y compensaciones</i>	1.8	2.3	3.1	4.3	4.8
Por trabajo independiente	31.7	33.9	32.0	31.7	29.6
<i>Cuenta propia</i>	31.6	32.4	30.3	27.5	20.8
<i>Patronos de empresas no constituidas</i>	0.1	1.5	1.7	4.2	8.8
Renta de la Propiedad	0.2	0.2	0.6	0.5	4.0
Transferencias	12.6	10.9	11.4	12.0	12.5
<i>Corrientes</i>	10.0	6.2	6.1	5.3	5.1
<i>Remesas del exterior</i>	2.6	4.7	5.3	6.7	7.4
<b>Ingresos No monetarios</b>	<b>30.4</b>	<b>27.4</b>	<b>24.3</b>	<b>23.1</b>	<b>20.1</b>
Por trabajo asalariado	1.2	1.3	1.3	1.5	1.2
Por trabajo independiente	2.3	2.3	1.6	1.4	0.9
Alquiler imputado	12.1	12.6	13.0	13.9	14.3
Transferencias	14.8	11.2	8.4	6.3	3.7
<i>Corrientes</i>	5.2	4.3	3.9	3.9	3.1
<i>Sociales en especie del Gobierno</i>	9.6	6.9	4.5	2.4	0.6

Fuente: Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares Octubre 1997-Septiembre 1998 (Tomo IV)

El ingreso corriente mensual por hogar de RD\$10,866.2 se encuentra entre el tercer y cuarto quintil. El ingreso promedio del último quintil es equivalente a 2.5 veces el promedio nacional y 7 veces el ingreso del primer quintil. Estos resultados sugieren una desigual distribución del ingreso, ya que el 60% de los hogares de menores ingresos concentran alrededor del 30% de los ingresos, mientras que el restante 40% de los hogares reciben cerca del 70% de los ingresos corrientes percibidos por los hogares dominicanos.

En lo referente a los patrones de gastos, la ENGIH arrojó que los hogares dominicanos efectuaron gastos corrientes en bienes y servicios, independiente del financiamiento, por un monto anual de RD\$215,929.6 millones. Este monto considera los gastos de consumo final que realizan los hogares, incluyendo el alquiler de las viviendas habitadas por sus propietarios o cedidas a terceros sin pago, los gastos no imputables al consumo y las transferencias sociales en especie de salud y educación, incluyendo el desayuno escolar que otorga el Estado dentro del sistema de educación pública a nivel de primaria y secundaria.

**Tabla 2: Distribución de Gastos por Quintiles, Periodos y Categorías**

Grupos de Bienes y Servicios/Quintiles	Quintiles				
	1	2	3	4	5
<b>Gasto Corriente Anual (Mill. RD\$)</b>	<b>17,993.2</b>	<b>27,277.4</b>	<b>34,757.3</b>	<b>46,923.4</b>	<b>88,978.4</b>
<b>Gasto Corriente Mensual (RD\$)</b>	<b>3,906.7</b>	<b>5,922.5</b>	<b>7,546.5</b>	<b>10,188.1</b>	<b>19,318.8</b>
<b>Gastos de consumo final</b>	<b>80.6</b>	<b>81.9</b>	<b>82.7</b>	<b>83.8</b>	<b>82.2</b>
Alimentos, bebidas y tabaco	39.9	33.7	28.8	23.1	11.8
Vestuario y calzado	4.3	4.9	5.9	5.9	4.9
Vivienda incluyendo alquiler imputado	15.5	17.8	19.3	21.0	26.3
Muebles, accesorios y equipo doméstico	3.2	4.2	4.3	5.2	5.9
Salud	1.9	2.1	2.3	3.1	3.0
Transporte	7.8	8.1	8.7	9.7	13.2
Diversión, entretenimiento y cultura	1.4	1.5	2.0	2.0	1.8
Educación	1.7	2.4	2.5	3.5	4.9
Hoteles, bares y restaurantes	2.7	4.2	5.4	5.7	4.6
Bienes y servicios diversos	2.2	3.0	3.5	4.6	5.8
<b>Gastos no imputables al consumo</b>	<b>11.0</b>	<b>11.3</b>	<b>12.5</b>	<b>13.5</b>	<b>17.0</b>
<i>de los cuales: Transferencias a terceros</i>	<i>5.3</i>	<i>6.1</i>	<i>8.4</i>	<i>9.1</i>	<i>8.7</i>
<b>Transferencias sociales en especie</b>	<b>8.4</b>	<b>6.8</b>	<b>4.8</b>	<b>2.7</b>	<b>0.8</b>

Fuente: Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares Octubre 1997-Septiembre 1998 (Tomo IV)

Como muestra la Tabla 2, las mayores diferencias entre dominios del gasto de consumo final según la finalidad del mismo se presentan en la proporción que los hogares destinan a Alimentos, Bebidas y Tabaco. Así mientras en los hogares más pobres (quintil 1) este gasto representó 39.9%, los hogares del quintil 5 destinaron a este renglón en promedio aproximadamente una décima parte de su presupuesto, lo que es consistente con la Ley de Engel que plantea que a medida que aumenta el nivel de ingreso, la proporción del gasto en algunos productos, en particular alimentos, se reduce.

Otro renglón de gran importancia en la estructura de gasto de los hogares dominicanos es la vivienda y sus servicios (incluyendo alquileres) que, contrario al consumo de Alimentos, Bebidas y Tabaco, se verifica una relación positiva entre el nivel de ingreso y el gasto en esta categoría. No obstante, a pesar de que los hogares más ricos destinan un mayor porcentaje de su gasto corriente al pago de la vivienda y sus servicios, el peso del gasto en combustible, electricidad y agua dentro de este grupo para los hogares del quintil 1, resultó ligeramente mayor que en los hogares de altos ingresos, debido al menor acceso y bajo abastecimiento de servicios básicos como agua y electricidad.

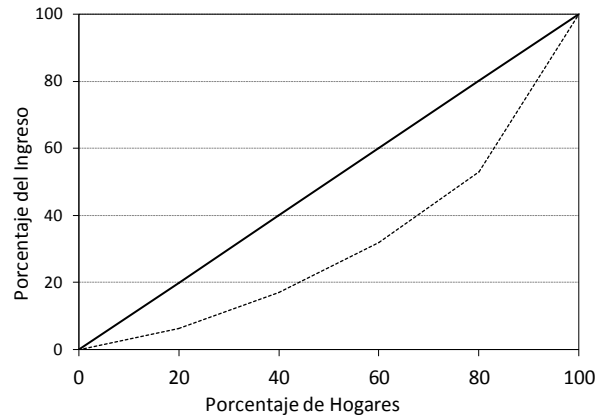
## **2.2. Evolución de la desigualdad del Ingreso en República Dominicana.**

Según de Ferranti et al (2004), América Latina y el Caribe es una de las regiones con mayor desigualdad en el mundo. La región es altamente desigual en cuanto a ingresos y también en el acceso a servicios de educación, salud, agua y electricidad. Persisten, además, grandes disparidades en términos de participación social, bienes y oportunidades, que han frenado el ritmo de reducción de la pobreza y dificultado el proceso de desarrollo económico.

Esta situación se refleja en los resultados de la ENGIH 1998. La figura 1 muestra la representación de la conocida curva de Lorenz. Como el resto de los países de ingreso mediano-bajo, la República Dominicana exhibe una distribución del ingreso con un significativo nivel de inequidad. Sin embargo, la curva de Lorenz, a pesar de ser ilustrativa de los niveles de concentración del ingreso dentro de una población determinada, tiene un alcance limitado pues sólo permite ordenar gráficamente la información disponible.

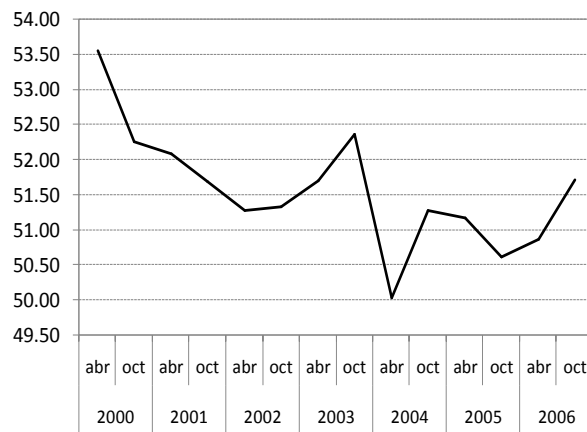


**Figura 1: Curva de Lorenz**



El “Informe sobre la Pobreza en la República Dominicana: Logrando un Crecimiento Económico que Beneficie a los Pobres”, publicado en 2006 por el Banco Mundial, argumenta que los niveles de pobreza que prevalecen en el país experimentaron una escasa mejoría durante la bonanza de crecimiento registrada durante el período 1997-2000, y se estancaron durante la desaceleración del 2001-2002. Afirma, además, que la crisis económica desatada entre los años 2002 y 2004 provocó un deterioro significativo del ingreso real y un aumento notable de un 50 por ciento en la tasa de pobreza y la duplicación del número de pobres extremos en el país.

**Figura 2: Coeficiente de Gini Nacional (2000-2006)**



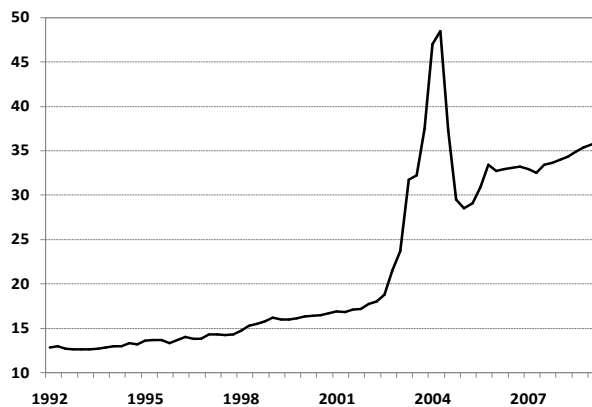
Como muestra la figura 2, la desigualdad en el ingreso nacional, a pesar de haber aumentado entre 1997 y 2000, retornó a su nivel de mediados de los noventa durante el año 2004. Este comportamiento sugiere que la crisis económica de 2003-2004 pudo haber “mejorado” la

distribución del ingreso en el país, porque redujo el ingreso real de hogares en todos los estratos económicos de la sociedad dominicana, con un sesgo en perjuicio de los grupos más ricos. Al cierre de 2006, el nivel de desigualdad económica en República Dominicana es similar al promedio de América Latina y el Caribe (coeficiente de Gini de 0.52), región que es considerada la más desigual del mundo.

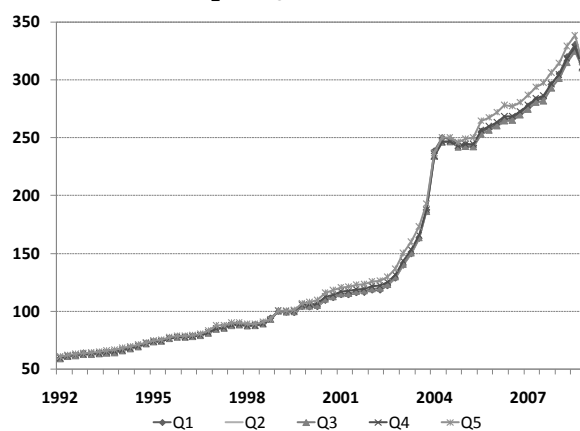
### 3. MARCO ANALÍTICO

Para analizar el efecto de una devaluación del tipo de cambio sobre la distribución del ingreso en República Dominicana el nivel de precios de las canastas de consumo de los hogares por quintiles de ingresos utilizando cointegración es necesario partir de una premisa teórica que describa la relación de largo plazo entre estas variables. A pesar de que la teoría económica no establece de manera específica la dinámica del comportamiento entre el tipo de cambio y los precios de canastas de consumo por quintiles de ingreso, no es incorrecto tomar como punto de partida la relación entre el tipo de cambio y la inflación general medida por el Índice de Precios al Consumidor (IPC) o cualquier otro índice de precios.

**Figura 3: Tipo de Cambio (1992-2009)**



**Figura 4: Nivel de Precios de Canasta de Consumo por Quintiles (1992-2009)**



Como se muestra en las figuras 3 y 4, los precios de las canastas de consumo de todos los quintiles de ingresos presentan un comportamiento muy similar entre sí y con la misma tendencia del tipo de cambio para el periodo de análisis. Se destaca que, a pesar de la abrupta apreciación del tipo de cambio durante la segunda mitad de 2004, los precios de las canastas de consumo no reaccionaron de la misma manera que durante 2003 y el primer trimestre de 2004 cuando se

verificó un acelerado proceso de devaluación. Un análisis más detallado de este comportamiento se presenta en Fuentes y Mendoza (2007).

Sin embargo, el tipo de cambio no es el único determinante de los precios en República Dominicana. Las variables que explican el comportamiento de la inflación en el largo plazo han sido identificadas por Williams y Adedeji (2004) y replicadas por Medina (2006), partiendo del modelo IS-LM para una economía pequeña y abierta y asumiendo el cumplimiento de la Ley de un Único Precio.

El modelo parte del planteamiento de que el nivel general de precios es un promedio ponderado de canastas de bienes transables y no transables.

$$p_t = \sigma p_t^T + (1 - \sigma)p_t^N \quad [1]$$

en donde,  $\sigma$  es la participación de los bienes transables en la canasta de consumo.

Asumiendo que la Paridad de Poder de Compra (PPP, por sus siglas en inglés) se cumple, el precio de los bienes transables es determinado en el mercado mundial, en el cual la República Dominicana, por su condición de economía pequeña, es “tomador de precios”. Por lo tanto, es función del nivel internacional de precios ( $p_t^*$ ) y el tipo de cambio ( $e_t$ ).

$$p_t^T = p_t^* + e_t \quad [2]$$

La demanda por bienes no transables posee las mismas características que la demanda agregada y el precio de los bienes no transables está determinado por el equilibrio en el mercado monetario doméstico en el que la oferta real de dinero ( $m_t - p_t$ ) es igual a la demanda real de dinero ( $m_t^d - p_t$ ).

$$p_t^N = v(m_t - (m_t^d - p_t)) \quad [3]$$

en donde  $v$  es un factor de escala que representa la relación entre la demanda agregada y la demanda de bienes no transables.

La demanda real de dinero puede ser expresada como una función de una variable de escala y del costo oportunidad de mantener dinero:

$$m_t^d - p_t = \gamma + \delta(y_t - p_t) + \mu r_t \quad [4]$$

Se asume que existe una elasticidad unitaria en la relación de largo plazo entre los balances nominales y el nivel de precios. Si sustituimos (4) en (3) obtenemos la ecuación (5):

$$m_t^d - p_t = \gamma + \delta(y_t - p_t) + \mu r_t \quad [5]$$

Finalmente obtenemos la ecuación de largo plazo, en la que los precios dependen del tipo de cambio nominal ( $e_t$ ), los precios internacionales ( $p_t^*$ ), un agregado monetario ( $m_t$ ), la producción real ( $y_t - p_t$ ) y la tasa de interés ( $r_t$ ).

$$p_t = f(e_t, p_t^*, m_t, y_t - p_t, r_t) \quad [6]$$

Para determinar si las series seleccionadas para analizar la relación entre el tipo de cambio y las canastas de consumo por quintiles de ingresos utilizaremos la metodología desarrollada por Johansen (1988, 1991). El planteamiento teórico de la propuesta de Johansen considera un modelo VAR de orden  $p$ :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad [7]$$

donde  $y_t$  es un vector de  $k$  variables no estacionarios,  $I(1)$ ,  $x_t$  es un vector de  $d$  variables determinísticas, y  $\varepsilon_t$  es un vector de términos de error. En forma condensada, el VAR puede describirse como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad [8]$$

Si existe una ecuación de cointegración en el sistema, entonces una combinación lineal de los niveles de las variables endógenas, deberá ser añadida en cada ecuación del modelo VAR. Por tanto, la prueba de cointegración de Johansen y Juselius (1990) nos permitirá confirmar que las variables están cointegradas y el número de vectores de cointegración existentes.

El principio detrás de estos modelos es que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre variables económicas y que, sin embargo, en el corto plazo puede haber desequilibrios. Por consiguiente, una vez sean determinadas las relaciones de largo plazo, se estimará un modelo de vector de corrección de error (VEC) para cada uno de los quintiles de ingresos. Con los modelos

de corrección de error, una proporción del desequilibrio de un período (el error, interpretado como un alejamiento de la senda de equilibrio a largo plazo) es corregido gradualmente a través de ajustes parciales en el corto plazo.

#### **4. RESULTADOS EMPÍRICOS**

Las variables incluidas en el VAR son utilizadas comúnmente para estudiar el comportamiento de la inflación en República Dominicana. Estas son: el tipo de cambio extra-bancario de venta expresado en unidades de moneda doméstica por dólar estadounidense ( $e$ ), el Efectivo en Poder del Público ( $m$ ) y los precios del petróleo en el mercado internacional ( $wti$ ).

En el caso particular de la República Dominicana, varios estudios han encontrado que el comportamiento del Efectivo en Poder de Público está más estrechamente relacionado con la inflación que los agregados monetarios M0, M1 ó M2. Dentro de la metodología de estimación de los agregados en República Dominicana, el Efectivo en Poder del Público no es un agregado sino uno de los componentes de la base monetaria (M0), equivalente al dinero en circulación.

Con relación al tipo de cambio, se utiliza la tasa del mercado extra-bancario porque en República Dominicana hasta el 2002, existían varios mercados cambiarios. El extra-bancario refleja más adecuadamente el valor de mercado del dólar al margen del régimen de flotación administrada vigente (ver Sánchez-Fung, 1999).

Otras variables como la inflación de Estados Unidos, la brecha del producto, el diferencial de tasas de interés y las reservas internacionales, que han sido incluidas en otros estudios, no resultaron ser significativas en los modelos estimados. Fuentes (2007), presenta una revisión de la literatura sobre las metodologías utilizadas para estimar el comportamiento de la inflación en República Dominicana.

##### **4.1. Pruebas de raíces unitarias y estimación de modelos VAR.**

Para determinar el orden de integración de las series se aplicaron las pruebas convencionales de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentada (1981), Phillips-Perrón (1988) y de KPSS

(Kwiatkowski et al., 1992), las cuales se sintetizan en la tabla 3. Los resultados obtenidos muestran que todas las variables son series no estacionarias integradas de primer orden.

**Tabla 3: Pruebas de Raíces Unitarias**

VARIABLES	ADF			PP			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_\mu$	$\eta_\tau$
$e_t$	-3.05 (1)	-0.94 (1)	0.89 (1)	-2.32 (2)	-0.64 (2)	0.13 (6)	0.18 (6)	<b>0.97 (6)</b>
$\Delta e_t$	<b>-4.87 (0)</b>	<b>-4.90 (0)</b>	<b>-4.79 (0)</b>	<b>-4.69 (5)</b>	<b>-4.72 (5)</b>	<b>-4.66 (5)</b>	<b>0.06 (2)</b>	<b>0.08 (2)</b>
$m_t$	-2.95 (4)	0.12 (8)	2.15 (8)	<b>-4.69 (3)</b>	-0.72 (14)	4.88 (14)	<b>0.17 (5)</b>	<b>1.07 (6)</b>
$\Delta m_t$	-2.69 (7)	-2.68 (7)	<b>-2.03 (3)</b>	<b>-19.46 (21)</b>	<b>-19.95 (21)</b>	<b>-19.46 (7)</b>	0.09 (14)	0.09 (14)
$wti_t$	-2.49 (0)	-1.16 (0)	0.37 (0)	-2.59 (1)	-1.21 (1)	0.37 (0)	<b>0.22 (5)</b>	<b>0.86 (6)</b>
$\Delta wti_t$	<b>-7.59 (0)</b>	<b>-7.63 (0)</b>	<b>-7.67 (0)</b>	<b>-7.58 (2)</b>	<b>-7.64 (1)</b>	<b>-7.67 (0)</b>	0.06 (1)	0.07 (0)
$p_t$	-1.75 (1)	0.63 (1)	2.32 (1)	-1.49 (2)	0.99 (3)	3.40 (3)	<b>0.25 (6)</b>	<b>0.99 (6)</b>
$\Delta p_t$	<b>-5.21 (0)</b>	<b>-4.99 (0)</b>	<b>-4.25 (0)</b>	<b>-5.10 (4)</b>	<b>-4.94 (3)</b>	<b>-4.20 (2)</b>	0.08 (2)	0.37 (3)
$p_t^1$	-2.37 (1)	-0.06 (1)	2.39 (1)	-1.93 (4)	0.14 (4)	3.70 (4)	<b>0.19 (6)</b>	<b>1.04 (6)</b>
$\Delta p_t^1$	<b>-4.59 (0)</b>	<b>-4.59 (0)</b>	<b>-3.77 (0)</b>	<b>-4.62 (2)</b>	<b>-4.62 (2)</b>	<b>-3.77 (1)</b>	0.08 (3)	0.13 (4)
$p_t^2$	-2.37 (1)	-0.07 (1)	2.45 (1)	-1.93 (4)	0.13 (4)	3.82 (4)	<b>0.19 (6)</b>	<b>1.05 (6)</b>
$\Delta p_t^2$	<b>-4.56 (0)</b>	<b>-4.56 (0)</b>	<b>-3.68 (0)</b>	<b>-4.58 (2)</b>	<b>-4.61 (1)</b>	<b>-3.68 (0)</b>	0.08 (4)	0.13 (4)
$p_t^3$	-2.36 (1)	-0.07 (1)	2.48 (1)	-1.93 (4)	0.13 (4)	3.87 (4)	<b>0.19 (6)</b>	<b>1.05 (6)</b>
$\Delta p_t^3$	<b>-4.57 (0)</b>	<b>-4.58 (0)</b>	<b>-3.68 (0)</b>	<b>-4.63 (1)</b>	<b>-4.63 (1)</b>	<b>-3.68 (0)</b>	0.08 (4)	0.13 (4)
$p_t^4$	-2.30 (1)	-0.06 (1)	2.59 (1)	-1.93 (4)	0.13 (4)	3.97 (4)	<b>0.19 (6)</b>	<b>1.05 (6)</b>
$\Delta p_t^4$	<b>-4.68 (0)</b>	<b>-4.69 (0)</b>	<b>-3.73 (0)</b>	<b>-4.73 (1)</b>	<b>-4.73 (1)</b>	<b>-3.73 (0)</b>	0.08 (4)	0.14 (4)
$p_t^5$	-2.16 (1)	-0.06 (1)	2.78 (1)	-1.90 (4)	0.11 (4)	4.13 (4)	<b>0.20 (6)</b>	<b>1.05 (6)</b>
$\Delta p_t^5$	<b>-4.92 (0)</b>	<b>-4.94 (0)</b>	<b>-3.85 (0)</b>	<b>-4.92 (0)</b>	<b>-4.94 (0)</b>	<b>-3.77 (1)</b>	0.10 (4)	0.15 (4)

Nota: Las negritas indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. El modelo A incluye la constante y la tendencia, el modelo B sólo incluye la constante y el modelo C no incluye ni constante ni tendencia.

Se estimaron seis modelos VAR(4) lineales e irrestrictos para cada una de las canastas de consumo de los diferentes quintiles<sup>1</sup> ( $\Delta p_{q1}$ ,  $\Delta p_{q2}$ ,  $\Delta p_{q3}$ ,  $\Delta p_{q4}$  y  $\Delta p_{q5}$ ) y para el IPC general, utilizando series trimestrales no desestacionalizadas para el periodo 1992:1 a 2009:2. Se utilizó la prueba de Wald para determinar el número de rezagos. Los datos se obtuvieron del Banco Central de la República Dominicana. Todas las series fueron transformadas en logaritmos y se representan mediante minúsculas.

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_4 X_{t-4} + DX_t + \varepsilon_t \quad [9]$$

<sup>1</sup> Ver Apéndice I

en donde:  $X_t = [p, p_{q1,i=1,2,3,4,5}, e, m, wti]$ , es un vector (4x1) de variables endógenas integradas de orden uno.  $A_1, A_2, A_3,$  y  $A_4$  son matrices 4x4 de coeficientes que incluyen rezagos del tipo de cambio ( $e$ ), el Efectivo en Poder del Público ( $m$ ) y los precios del petróleo ( $wti$ ). Asimismo,  $X_t$  es un vector de términos determinísticos 4x1,  $D$  es una matriz de coeficientes 4xd que incluye variables dicotómicas relacionadas con quiebres estructurales y ajustes estacionales, y  $\varepsilon_t$  es una matriz 4x1 que incluye todos los términos de error.

#### 4.2. Relaciones de Largo Plazo

En el análisis de las relaciones de largo plazo de la inflación por quintil de ingresos, se realizaron diversas estimaciones con las variables sugeridas por la teoría y varios estudios empíricos. De este proceso se determinó que la inflación de cada quintil de ingresos y para el IPC general, en el largo plazo es función de sólo tres variables: el tipo de cambio nominal ( $e$ ), el efectivo en poder del público ( $m$ ) y los precios internacionales del petróleo ( $wti$ ). El proceso de estimación de la ecuación de largo plazo se realizó a través de la metodología de cointegración de Johansen (1988). Todas las ecuaciones presentan un vector de cointegración, y se usaron 4 rezagos en la estimación del VAR. Los resultados de la prueba de cointegración se muestran en la tabla 4. Todos los VAR pasan las pruebas de normalidad, autocorrelación y heterocedasticidad<sup>2</sup>.

**Tabla 4: Resultados Prueba de Cointegración de Johansen (Traza)**

<b>Especificaciones</b>	<b>r</b>	<b>T</b>	<b>C</b>
Variables: $p_{q1}, m, e, wti$ Muestra ajustada: 1993:02-2009:02 Tendencia: Lineal determinística Rezagos: 4	0*	61.46081	47.85613
	1	25.77837	29.79707
	2	10.11661	15.49471
	3	2.688748	3.841466
<b>Especificaciones</b>	<b>r</b>	<b>T</b>	<b>C</b>
Variables: $p_{q2}, m, e, wti$ Muestra ajustada: 1993:02-2009:02 Tendencia: Lineal determinística Rezagos: 4	0*	63.70716	47.85613
	1	25.37929	29.79707
	2	9.335595	15.49471
	3	2.406100	3.841466
<b>Especificaciones</b>	<b>r</b>	<b>T</b>	<b>C</b>
Variables: $p_{q3}, m, e, wti$ Muestra ajustada: 1993:02-2009:02 Tendencia: Lineal determinística Rezagos: 4	0*	62.57754	47.85613
	1	24.48463	29.79707
	2	8.580914	15.49471
	3	2.125179	3.841466

<sup>2</sup> Ver Tabla 5.

<b>Especificaciones</b>	<b><i>r</i></b>	<b><i>T</i></b>	<b><i>C</i></b>
Variables: $p_{q4}$ , $m$ , $e$ , $wti$	0*	51.74053	47.85613
Muestra ajustada: 1993:02-2009:02	1	22.55805	29.79707
Tendencia: Lineal determinística	2	7.162607	15.49471
Rezagos: 4	3	1.578539	3.841466
<b>Especificaciones</b>	<b><i>r</i></b>	<b><i>T</i></b>	<b><i>C</i></b>
Variables: $p_{q5}$ , $m$ , $e$ , $wti$	0*	51.24840	47.85613
Muestra ajustada: 1993:02-2009:02	1	22.11964	29.79707
Tendencia: Lineal determinística	2	6.450647	15.49471
Rezagos: 4	3	1.858504	3.841466
<b>Especificaciones</b>	<b><i>r</i></b>	<b><i>T</i></b>	<b><i>C</i></b>
Variables: $p$ , $m$ , $e$ , $wti$	0*	49.25739	47.85613
Muestra ajustada: 1993:02-2009:02	1	29.43249	29.79707
Tendencia: Lineal determinística	2	12.72836	15.49471
Rezagos: 4	3	2.620192	3.841466

*r*, es el número de vectores de cointegración;

*T*, es el estadístico de la Traza

*C*, es el valor crítico al 5%

\* denota rechazo de la hipótesis nula de no existencia de vectores de cointegración al 5%

Los resultados sugieren que el traspaso del tipo de cambio a los precios de las canastas de consumo por quintiles de ingresos es incompleto, aún en el largo plazo. Esto es consistente con la evidencia empírica para la inflación general en República Dominicana. Las estimaciones de *pass-through* hacia la inflación medida con el IPC en el largo plazo oscilan entre 68% y 91%, con coeficientes estadísticamente diferentes a uno.

Sin embargo, a pesar de ser incompleto, el traspaso hacia los precios de las distintas canastas es alto con relación a otros en economías de la región (ver Mendoza, 2007). Por lo tanto, el tipo de cambio juega un papel importante en el ajuste de los precios relativos en la economía dominicana.

Asimismo, una devaluación del tipo de cambio, *ceteris paribus*, tiene un efecto significativo sobre el nivel de precios de todos los quintiles de ingresos, con un impacto ligeramente mayor sobre los precios de la canasta de consumo del quintil 3 y 5 en el largo plazo (ver Tabla 5). El *pass-through* del IPC general es mayor que el de los quintiles por separados, situándose en aproximadamente 71% en el largo plazo.



Debido a la similitud de las series del IPC por quintil, y a lo similar que es su movimiento, los resultados de los coeficientes tanto en la prueba de cointegración como en las ecuaciones de largo plazo no presentan grandes diferencias<sup>3</sup>.

**Tabla 5: Resultados de Estimaciones de Largo Plazo**

Var. Independientes/ Estadísticos	Quintil 1 $p_{q1}$	Quintil 2 $p_{q2}$	Quintil 3 $p_{q3}$	Quintil 4 $p_{q4}$	Quintil 5 $p_{q5}$	IPC $p$
$e$	0.635 (0.063)	0.652 (0.062)	0.674 (0.064)	0.644 (0.081)	0.665 (0.081)	0.708 (0.11)
$m$	0.413 (0.032)	0.405 (0.032)	0.395 (0.033)	0.409 (0.042)	0.383 (0.044)	0.362 (0.056)
$wti$	0.032 (0.02)	0.031 (0.02)	0.037 (0.02)	0.05 (0.027)	0.075 (0.026)	0.04 (0.032)
$R^2$	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
Autocorrelación <sup>1</sup>	17.67 [0.343]	15.68 [0.475]	14.54 [0.559]	14.09 [0.592]	13.20 [0.658]	19.06 [0.266]
Heterocedasticidad <sup>2</sup>	292.86 [0.162]	299.07 [0.108]	303.06 [0.081]	287.5 [0.222]	280.12 [0.323]	286.45 [0.235]
Normalidad <sup>3</sup>	9.169 [0.328]	8.761 [0.363]	8.54 [0.3824]	8.66 [0.37]	10.55 [0.229]	9.43 [0.307]

<sup>1</sup> Prueba LM:  $F(3,67)$

<sup>2</sup> Prueba de White  $\chi^2(3,67)$

<sup>3</sup> Prueba de Lütkepohl  $\chi^2(8)$

### 4.3. Relaciones de Corto Plazo

Los coeficientes estimados de *pass-through* de corto plazo para las cinco canastas de consumo y para el IPC general se sintetizan en la tabla 6. La metodología utilizada para la estimación de las ecuaciones de corto plazo fué a través del mecanismo de corrección de errores (MCE) desarrollado por Engle y Granger (1987). Luego de que se obtiene el MCE a partir de las ecuaciones de largo plazo, este se incorpora a las de corto plazo y se estima con la metodología de lo general a lo específico (Hendry, 1995), donde se van eliminando los rezagos de los coeficientes no significativos de la ecuación de corto plazo. Todas las ecuaciones pasan las pruebas de especificación y diagnóstico entre las que se encuentran normalidad (Jarque-Bera, 1987), autocorrelación (Breusch y Pagan, 1980), heterocedasticidad (Engle, 1982), CUSUM y CUSUM cuadrado.

<sup>3</sup> Ver graficas del Apéndice I.

## ECUACIONES DE CORTO PLAZO

*Nota: t-estadístico entre paréntesis.*

### IPC Q1

$$\begin{aligned} \Delta q1 = & -0.1903 - 0.2180*\Delta q1_{-2} + 0.0710*\Delta e_{pp} - 0.0383*\Delta e_{pp-2} + 0.0418*\Delta oil - 0.1866*ecm_{q1-1} + 0.1273*d041 + \\ & (-3.7844) \quad (-3.0496) \quad (4.0485) \quad (-2.4399) \quad (3.4764) \quad (-4.1015) \quad (6.4454) \\ & 0.0952*\Delta e + 0.0761*\Delta e_{-1} + 0.0571*\Delta e_{-2} + 0.0380*\Delta e_{-3} + 0.0190*\Delta e_{-4} \\ & (4.0003) \quad (4.0003) \quad (4.0003) \quad (4.0003) \quad (4.0003) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.81 \quad \text{RSS} = 0.02 \quad \text{DW} = 1.69$$

**Autocorrelación LM:**  $F(2,70) = 1.15[0.324]$

**Heterocedasticidad: ARCH:**  $F(2,70) = 0.11[0.89]$

**Prueba de Normalidad:**  $\chi^2(2) = 3.55[0.17]$

Skewness: 0.57 Kurtosis: 2.89

### IPC Q2

$$\begin{aligned} \Delta q2 = & -0.1735 - 0.2197*\Delta q2_{-2} + 0.0645*\Delta e_{pp} - 0.0395*\Delta e_{pp-2} + 0.0420*\Delta oil - 0.1770*ecm_{q2-1} + 0.1201*d041 + \\ & (-3.7349) \quad (-3.0165) \quad (3.8985) \quad (3.8985) \quad (3.7292) \quad (-4.0830) \quad (6.4186) \\ & 0.0957*\Delta e + 0.0766*\Delta e_{-1} + 0.0574*\Delta e_{-2} + 0.0383*\Delta e_{-3} + 0.0191*\Delta e_{-4} \\ & (4.3539) \quad (4.3539) \quad (4.3539) \quad (4.3539) \quad (4.3539) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.81 \quad \text{RSS} = 0.01 \quad \text{DW} = 1.66$$

**Autocorrelación LM:**  $F(2,70) = 1.53[0.225]$

**Heterocedasticidad: ARCH:**  $F(2,70) = 0.17[0.84]$

**Prueba de Normalidad:**  $\chi^2(2) = 3.70[0.16]$

Skewness: 0.57 Kurtosis: 2.79

### IPC Q3

$$\begin{aligned} \Delta q3 = & -0.1676 - 0.2265*\Delta q3_{-2} + 0.0619*\Delta e_{pp} - 0.0386*\Delta e_{pp-2} + 0.0454*\Delta oil - 0.1725*ecm_{q3-1} + 0.1163*d041 + \\ & (-3.6228) \quad (-3.0501) \quad (3.75) \quad (-2.6136) \quad (4.0363) \quad (-3.9764) \quad (6.1804) \\ & 0.0968*\Delta e + 0.0775*\Delta e_{-1} + 0.0581*\Delta e_{-2} + 0.0387*\Delta e_{-3} + 0.0193*\Delta e_{-4} \\ & (4.4253) \quad (4.4253) \quad (4.4253) \quad (4.4253) \quad (4.4253) \end{aligned}$$

$R^2 = 0.81$                        $RSS = 0.01$                        $DW = 1.66$

**Autocorrelación LM:**  $F(2,70) = 1.53[0.225]$

**Heterocedasticidad: ARCH:**  $F(2,70) = 0.17[0.84]$

**Prueba de Normalidad:**  $\chi^2(2) = 3.70[0.16]$

Skewness: 0.57 Kurtosis: 2.79

#### IPC Q4

$\Delta q4 = -0.1609 - 0.2101*\Delta q4_{-2} + 0.0580*\Delta epp - 0.0401*\Delta epp_{-2} + 0.0535*\Delta oil - 0.1544*ecm_{q4_{-1}} + 0.1111*d041 +$   
(-3.1899) (-2.7615) (3.3544) (-2.6504) (4.6437) (-3.5226) (5.7617)  
 $0.1024*\Delta e + 0.0819*\Delta e_{-1} + 0.0614*\Delta e_{-2} + 0.0409*\Delta e_{-3} + 0.0204*\Delta e_{-4}$   
(4.7187) (4.7187) (4.7187) (4.7187) (4.7187)

$R^2 = 0.81$                        $RSS = 0.02$                        $DW = 1.64$

**Autocorrelación LM:**  $F(2,70) = 1.64[0.20]$

**Heterocedasticidad: ARCH:**  $F(2,70) = 0.79[0.45]$

**Prueba de Normalidad:**  $\chi^2(2) = 4.05[0.13]$

Skewness: 0.61 Kurtosis: 2.92

#### IPC Q5

$\Delta q5 = -0.1295 - 0.2201*\Delta q5_{-2} + 0.0509*\Delta epp - 0.0425*\Delta epp_{-2} + 0.0652*\Delta oil - 0.1451*ecm_{q5_{-1}} + 0.0989*d041 +$   
(-2.7480) (-2.7202) (2.8574) (-2.7144) (5.4681) (3.126132) (4.9386)  
 $0.1064*\Delta e + 0.0851*\Delta e_{-1} + 0.0638*\Delta e_{-2} + 0.0425*\Delta e_{-3} + 0.0212*\Delta e_{-4}$   
(4.9648) (4.9648) (4.9648) (4.9648) (4.9648)

$R^2 = 0.76$                        $RSS = 0.02$                        $DW = 1.65$

**Autocorrelación LM:**  $F(2,70) = 1.142[0.32]$

**Heterocedasticidad: ARCH:**  $F(2,70) = 0.32[0.72]$

**Prueba de Normalidad:**  $\chi^2(2) = 3.75[0.15]$

Skewness: 0.59 Kurtosis: 3.00

### IPC General

$$\Delta p = -0.1040 - 0.2172*\Delta p_{-2} + 0.0561*\Delta e_{pp} - 0.0322*\Delta e_{pp-2} + 0.0384*\Delta oil - 0.1496*ecm_{q1-1} + 0.1122*d041 + 0.0941*\Delta e + 0.0753*\Delta e_{-1} + 0.0565*\Delta e_{-2} + 0.0376*\Delta e_{-3} + 0.0188*\Delta e_{-4}$$

(-2.8115)
(-2.3860)
(3.2409)
(-2.0313)
(3.0684)
(-3.2408)
(5.5406)

(4.1790)
(4.1790)
(4.1790)
(4.1790)
(4.1790)

$R^2 = 0.79$                        $RSS = 0.02$                        $DW = 1.83$

**Autocorrelación LM:**  $F(2,70) = 0.63[0.53]$

**Heterocedasticidad: ARCH:**  $F(2,70) = 0.77[0.47]$

**Prueba de Normalidad:**  $\chi^2(2) = 0.99[0.61]$

Skewness: 0.29    Kurtosis: 3.09

Se destaca la rapidez con que el traspaso de una perturbación en el tipo de cambio se propaga a través de los precios de la canasta de consumo de todos los quintiles. El traspaso estimado para todos los períodos es similar a los encontrados por Fuentes y Mendoza (2007) para el IPC general.

**Tabla 6: Resultados de Estimaciones de Corto Plazo**

<i>Pass-Through</i>	Quintiles de Ingreso					IPC General
	1	2	3	4	5	
Contemporáneo	9.5	9.6	9.7	10.2	10.6	9.4
3 meses	17.1	17.2	17.4	18.4	19.2	17.0
6 meses	22.9	23.0	23.3	24.6	25.5	22.6
9 meses	26.7	26.8	27.1	28.7	29.8	26.4
1 año	28.6	28.7	29.1	30.7	31.9	28.3

*Nota: Las cifras del traspaso del tipo de cambio a precios son puntos porcentuales de una devaluación de 100 por ciento.*

Se observa que en el corto plazo, el traspaso de una devaluación del tipo de cambio para el quintil 5 es ligeramente mayor que para el quintil 1 para todos los períodos considerados. Una posible explicación de este resultado es el mayor gasto en bienes transables por parte de los hogares más ricos, por tanto, con una mayor exposición a las fluctuaciones cambiarias.

No obstante, en el largo plazo, los resultados apuntan a que una devaluación perjudica más a los hogares de la clase media, pues el impacto sobre los precios de la canasta de consumo del quintil 3 es mayor.

#### 4.4. Impacto de la Devaluación en el Coeficiente de Gini

Si se combinan los efectos de corto y largo plazo sobre los precios de los bienes y servicios demandados por los hogares ubicados en los extremos de la distribución de ingresos, los efectos distributivos prácticamente se compensan, con un efecto imperceptible sobre el coeficiente de Gini y la Curva de Lorenz. Por lo tanto, no parece existir una clara diferenciación estadística entre los impactos de los choques cambiarios sobre la desigualdad del ingreso en la economía dominicana.

**TABLA 7: DEVALUACIÓN DEL 100%**

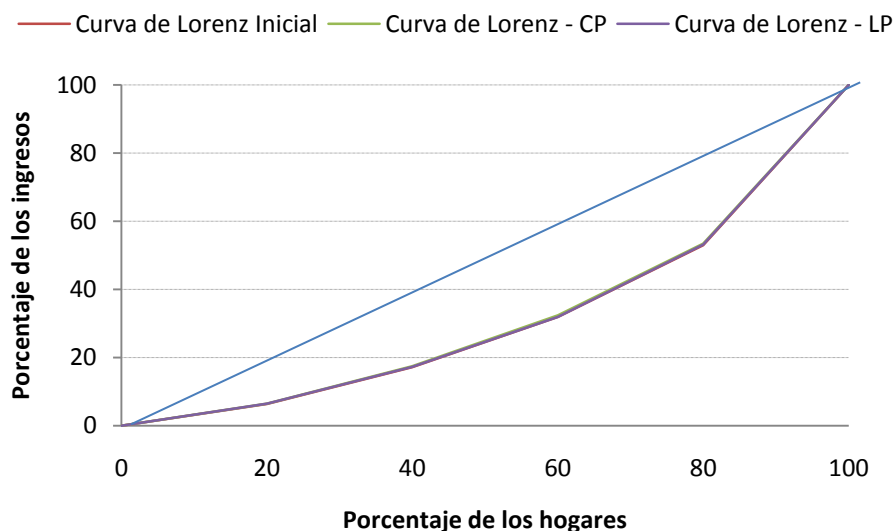
Escenario Base							
Quartil	% Hogares	Ingreso nominal anual	Nivel de Precios	Ingresos reales	Ingresos Acumulados	Porcentaje del total	
1	20	15,806	1	15,806	15,806	6.32%	
2	20	27,068	1	27,068	42,873	17.13%	
3	20	36,917	1	36,917	79,791	31.89%	
4	20	52,749	1	52,749	132,539	52.97%	
5	20	117,695	1	117,695	250,234	100.00%	
<b>Coeficiente de Gini = 0.498417</b>							
Impacto de una depreciación del 100% en el Corto Plazo							
Quartil	% Hogares	Ingreso nominal anual	Pass Through	Nivel de Precios	Ingresos reales	Ingresos Acumulados	Porcentaje del total
1	20	15,806	0.286	1.29	12,290	12,290	6.42%
2	20	27,068	0.287	1.29	21,032	33,322	17.40%
3	20	36,917	0.291	1.29	28,596	61,918	32.33%
4	20	52,749	0.307	1.31	40,358	102,277	53.41%
5	20	117,695	0.319	1.32	89,231	191,507	100.00%
<b>Coeficiente de Gini = 0.498404</b>							
Impacto de una depreciación del 100% en el Largo Plazo							
Quartil	% Hogares	Ingreso nominal anual	Pass Through	Nivel de Precios	Ingresos reales	Ingresos Acumulados	Porcentaje del total
1	20	15,806	0.635	1.64	9,667	9,667	6.41%
2	20	27,068	0.652	1.65	16,385	26,052	17.26%
3	20	36,917	0.674	1.67	22,053	48,105	31.87%
4	20	52,749	0.644	1.64	32,085	80,191	53.13%
5	20	117,695	0.664	1.66	70,730	150,921	100.00%
<b>Coeficiente de Gini = 0.498413</b>							

Para ver este efecto de una manera más clara, supongamos que el coeficiente de Gini partiendo de la ENIGH (1998) es de 0.498417. En este caso, el quintil 1 de la población recibe sólo el 6.32% de los ingresos, mientras que el quintil 5 recibe el 47%. Asumiendo una depreciación del peso dominicano de un 100%, y aplicando el pass-through a cada quintil para evaluar cómo se reduce el ingreso real, tenemos que en el corto plazo la reducción del Gini es de apenas 0.0001, lo que muestra que efectivamente no hay un cambio sustancial en la distribución del ingreso luego de una depreciación. Esto se debe a lo similar que son los distintos coeficientes de pass-through para cada quintil. En el largo plazo, los resultados son aún menos perceptibles, ya que la reducción del Gini es de apenas 0.000004, ya que la composición de los ingresos lleva al quintil 1 a solo 6.4% y reduce al quinto quintil a 46.9%, para una diferencia de menos de 0.1% en el largo plazo.

Como muestra la Tabla 7, el cambio en el coeficiente de Gini ante una devaluación de la moneda de un 100%, tanto en el corto plazo como en el largo plazo, es imperceptible. El ejercicio solo toma en cuenta una devaluación del peso, manteniendo todas las demás variables constantes. Para calcular el ingreso real, se divide el ingreso nominal entre el nivel de precios, que a su vez es afectado por el pass-through.

Estos resultados demuestran que si bien es cierto que una depreciación afecta negativamente los ingresos de todos los quintiles, esto no mejora significativamente la distribución del ingreso de los quintiles más ricos hacia los más pobres. La figura 5 muestra las tres curvas de Lorenz, antes de la depreciación, luego de la depreciación en el corto plazo, y luego en el largo plazo. Se puede observar claramente que no existe una diferencia perceptible sobre un cambio en la distribución del ingreso por causa de la depreciación.

**Figura 5: Curva de Lorenz luego de la depreciación**



## 5. CONCLUSIONES

La teoría económica ha argumentado consistentemente a favor de la libre flotación. Sin embargo, varios autores han argumentado que las fluctuaciones en el tipo de cambio pueden deteriorar el nivel de vida de los estratos más pobres de la sociedad. Para el caso de la economía dominicana, se hace pertinente indagar si las devaluaciones perjudican más a los hogares de menores ingresos e incrementan la desigualdad social.

El principal resultado de este estudio sugiere que una devaluación tendría un efecto muy modesto sobre la distribución del ingreso en República Dominicana. Un choque cambiario se transmite de forma rápida a través de la inflación, a las canastas de consumo de todos quintiles de ingresos, afectando más, inicialmente, a los hogares más ricos. No obstante, en el largo plazo, el impacto sobre las canastas de consumo de los grupos de menores ingresos sería ligeramente mayor, lo cual tiende a igualar el efecto a través de todos los grupos.

Una devaluación podría, en el corto plazo, mejorar la distribución del ingreso, reduciendo el coeficiente de Gini y acercando la curva de Lorenz a la recta de equidistribución, como sucedió después de la crisis económica de 2003-2004 según el Banco Mundial. Esto es debido a que la magnitud del *pass-through* de tipo cambio no sólo encarece las canastas de consumo, sino que reduce sustancialmente el ingreso real de los hogares. Por consiguiente, una devaluación puede

trasladar rápidamente a muchos hogares por debajo de las líneas de pobreza y de pobreza extrema. Por lo tanto, los choques cambiarios parecen tener un mayor efecto sobre la pobreza que sobre la distribución del ingreso en República Dominicana.

La principal lección para los hacedores de políticas públicas, particularmente de política cambiaria, es evitar distorsiones en el mercado cambiario que se traduzcan en importantes ajustes en el tipo de cambio. Esto, debido a que, si bien una devaluación puede no generar efectos redistributivos de importancia, puede profundizar la pobreza y la marginalidad en el país.

Finalmente, es importante destacar que este trabajo sólo ha tocado uno de los canales en que las fluctuaciones cambiarias pueden afectar el nivel de bienestar de la población. Mientras se escribía este estudio, fué publicada la nueva Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos, lo cual deberá contribuir a ampliar el rango de este tipo de investigaciones y mejorar la comprensión de este fenómeno.



## **BIBLIOGRAFÍA**

- Alexander, S.S., 1952. The effects of devaluation on a trade balance. *IMF Staff Papers* 2, 263-278.
- Bahmani-Oskooee, M., 1997. Effects of devaluation on income distribution. *Applied Economic Letters* 4, 321-323.
- Bigsten, Arne. 1987. Poverty, Inequality and Development, in Norman Gemmill (ed.), *Surveys in Development Economics*, Blackwell, Oxford.
- Breusch, T.S. and A. R. Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, Econometrics Issue, January, pp. 239-253
- Calvo, G. y Reinhart, C. 2000, "Fear of Floating", Hoover Institution, Stanford University, mayo.
- Díaz-Alejandro, C.F., 1963. A note on the impact of devaluation and the redistributive effect. *Journal of Political Economy* 71(6), 577-580.
- Dickey, D. and W.A. Fuller, 1981, "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root", *Econometrica*, 49(4): 1057-1977.
- Edwards, Sebastian. 1989. *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, MIT Press, Cambridge MA.
- Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares (Octubre 1997-Septiembre 1998) Tomo IV: Gastos e Ingresos, 1999. Departamento de Cuentas Nacionales y Estadísticas Económicas. Banco Central de la República Dominicana. Julio.
- Engle, Robert F (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation" *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, July, pp. 987-1007.
- de Ferranti, D; Perry, G; Ferreira, F; Walton, M. 2004, *Inequality in Latin America: Breaking with History?* World Bank Group.
- Friedman, Jed and James Levinsohn. 2002. "The Distributional Impacts of Indonesia's Financial Crisis on Household Welfare: A "Rapid Response" Methodology," *World Bank Economic Review*, 16(3): 397-423.
- Fuentes, F. y Mendoza, O. 2007. *Dinámica del Pass-Through de tipo de cambio en economías pequeñas y abiertas: El caso de República Dominicana. Serie Documentos de Trabajo, N° 78, Abril 2007*
- Gratereaux, C., Ruiz, K., 2007, "Efectividad y mecanismos de transmisión de la política monetaria en la economía dominicana: Una aproximación empírica integral." *Nueva Literatura Económica Dominicana. Banco Central de la República Dominicana*

- Hendry, David F. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Hernández, R., 2006, "Dinámica de la inflación y de la tasa de depreciación del tipo de cambio en la República Dominicana." *Nueva Literatura Económica Dominicana*. Banco Central de la República Dominicana.
- Jarque, Carlos M and Anil K. Bera (1987), "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals", *International Statistical Review*, Vol. 55, No. 2, August, pp. 163-172.
- Johansen, Soren, 1988. "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, vol. 12(2-3), pages 231-254.
- Johansen, Soren, 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 59(6), pages 1551-80, November.
- Johansen, Soren & Juselius, Katarina, 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration--With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, vol. 52(2), pages 169-210, May.
- Kandil, M., 2000. "The Asymmetric effects of exchange rate fluctuations: Theory and evidence from developing countries." *IMF Working Papers* 184.
- Krugman P.; Taylor, L., 1978. Contractionary effects of devaluation. *Journal of International Economics* 8., 445-456.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin, 1992, "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54(1-3): 159-178.
- Larraín, F. y Velasco, A. 2001, "Exchange Rate Policy in Emerging Market Economies: The Case for Floating", *Princeton Studies in International Economics* No. 224, Princeton University, diciembre.
- Medina, A., 2006, "Determinantes de la inflación en República Dominicana bajo un esquema de metas monetarias y tipo de cambio flotante." Mimeo. (Revista *Oeconomia*, publicación interna del Banco Central de la República Dominicana. Vol. 4, No. 43).
- Mendoza, O. y L. Pedauga, 2006, "Pass-through en los precios de bienes y servicios en Venezuela". Banco Central de Venezuela, Serie Documentos de Trabajo N° 70.
- Mendoza, O., 2007. Depreciación, pass-through y desigualdad económica en Venezuela. Omar Mendoza Lugo. Serie Documentos de Trabajo, N° 81, Julio 2007
- Minot, Nicholas W. 1998. "Distributional and Nutritional Impact of Devaluation in Rwanda," *Economic Development and Cultural Change*, 379-402.

- Obstfeld, Maurice & Rogoff, Kenneth, 1995. "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy* 103, 624-60.
- Phillips, P.C.P. and P. Perron, 1988, "Testing for unit root in the time series regression", *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Phillips, P.C.P. and P. Perron, 1988, "Testing for unit root in the time series regression", *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Sánchez-Fung, J. R., 1999, "Efficiency of the black market for foreign Exchange and PPP: the case of the Dominican Republic", *Applied Economic Letters*, 6, 173-176.
- Twomey, Michael J. 1983. "Devaluations and Income Distribution in Latin America," *Southern Economic Journal*, 49(3): 804-821.
- Williams, O., Adedeji, O., 2004, "Inflation dynamics in the Dominican Republic." IMF Working Paper N° 04/29. Washington, International Monetary Fund.

## APÉNDICE I

### METODOLOGÍA DE CÁLCULO DEL IPC POR QUINTIL

Debido a que las series de los índices de precios por quintiles se publican solo partir del 1999, se tuvo que construir una serie desde 1992 hasta 1998 para realizar las estimaciones. Como sí contamos con un índice de precios por grupo de bienes desde 1992, y también con la ponderación de cada grupo para cada quintil, la combinación de estas variables nos permitió construir una serie para el periodo faltante.

La metodología del cálculo fue la siguiente:

$$\begin{aligned} IPC_{Qn,t} = & [\theta_{Qn}^{ABT} * IPC_t^{ABT}] + [\theta_{Qn}^{VEST} * IPC_t^{VEST}] + [\theta_{Qn}^{VIV} * IPC_t^{VIV}] + [\theta_{Qn}^{MUEB} * IPC_t^{MUEB}] \\ & + [\theta_{Qn}^{SAL} * IPC_t^{SAL}] + [\theta_{Qn}^{TRAN} * IPC_t^{TRAN}] + [\theta_{Qn}^{DIV} * IPC_t^{DIV}] + [\theta_{Qn}^{EDU} * IPC_t^{EDU}] \\ & + [\theta_{Qn}^{HOT} * IPC_t^{HOT}] + [\theta_{Qn}^{BSD} * IPC_t^{BSD}] \end{aligned}$$

donde,

$n$  = quintil [1,...,5]

$t$  = trimestre [1991-1998]

$\theta$  = ponderador del grupo del IPC en cada quintil

ABT = alimentos, bebidas y tabaco

VEST = vestuario y calzado

VIV = vivienda

MUEB = muebles, accesorios y equipos domésticos

SAL = salud

TRAN = transporte

DIV = diversión, entretenimiento y cultura

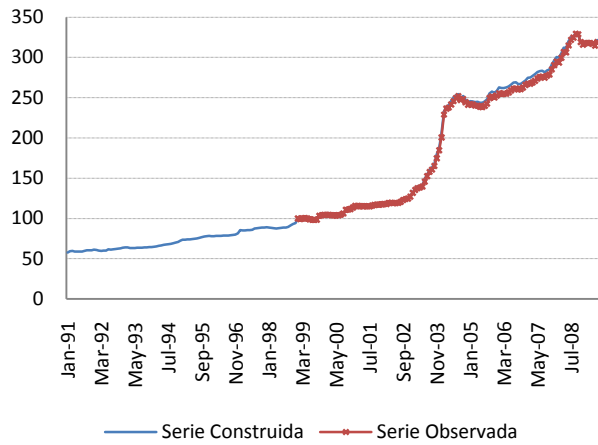
EDUC = educación

HOT = hoteles, bares y restaurantes

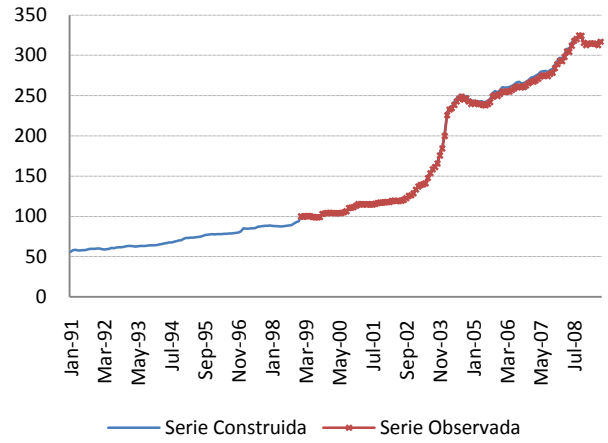
BSD = bienes y servicios diversos

Los modelos se estimaron con la combinación de las series construidas para el periodo en el que no existían, y con las series publicadas por el BCRD del 1999 en adelante. A continuación se presentan las graficas en las que se ve el comportamiento similar de la serie original como de la construida.

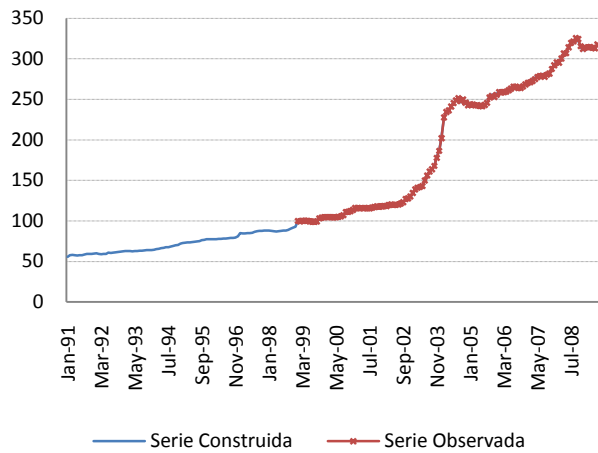
### IPC Q1



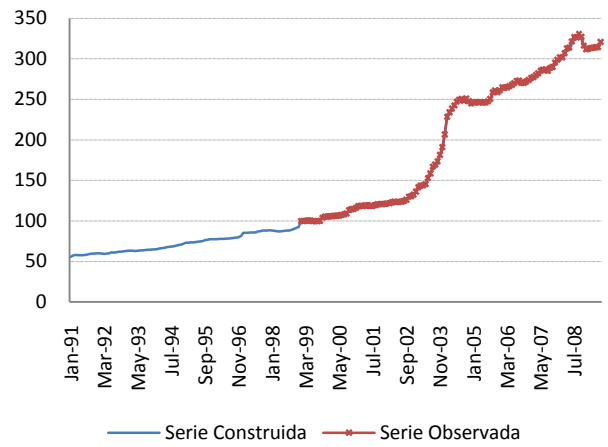
### IPC Q2



### IPC Q3



### IPC Q4



### IPC Q5

