

Variaciones del salario real y fluctuaciones económicas en Venezuela: Un análisis econométrico

Pozo Sulbarán, Bladimir David

Resumen

En este trabajo se analiza la influencia de las variaciones del salario real sobre las fluctuaciones económicas en Venezuela durante el período (1998-2011), para ello se realizó un análisis econométrico, utilizando modelos uniecuacionales y un modelo multiecuacional (de Vectores Autoregresivos o VAR) estimados a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con información estadística de periodicidad trimestral, utilizando como variable proxy de las variaciones del salario real, a la variación anualizada del cociente entre el índice de remuneraciones a los asalariados (IRE) y el índice de precios al consumidor del área metropolitana de Caracas (IPC-AMC), producidos por el Banco Central de Venezuela (BCV), con el propósito de analizar la incidencia de dicho cociente sobre la brecha del gasto consumo final y del producto, en torno a sus respectivos valores tendenciales de largo plazo, aproximados por el filtro Hodrick-Prescott, como medida de fluctuaciones. El análisis econométrico sugiere que existe una relación directa y estadísticamente positiva, entre las variaciones del salario real y las brechas del consumo final y del producto, respectivamente. Se concluye sobre la base de la evidencia disponible, que las variaciones al alza de los salarios reales no generan efectos globales adversos, reflejado en una disminución de la actividad económica.

Palabras clave: Salario real; fluctuaciones económicas; modelos uniecuacionales; vectores autoregresivos; causalidad de Granger.

* Economista. Magíster Scientiarum en Economía. Mención: Macroeconomía y Política Económica. Economista I en el Departamento de Estudios y Estadísticas Económicas del Banco Central de Venezuela (BCV), Subsele Maracaibo. Docente-Investigador en la Escuela de Economía de la Universidad del Zulia (LUZ). e – mail: bpozo@bcv.org.ve; bladimirpozo123456@bcv.org.ve.

Variations of the Real Wage and Economic Fluctuations in Venezuela: An Econometric Analysis

Abstract

In this paper we analyze the influence of variations of the real wage on economic fluctuations in Venezuela during the period 1998-2011, for this was carried out an econometric analysis, using equation models and a multiequational model (Autoregression Vectors or VAR) estimated across Ordinary Least Squares (OLS) with statistical information quarterly, using as proxy variable of the variations of the real wage, the annualized change the quotient between remuneration index to the employees (RIE) and the consumer price index of the Caracas metropolitan area (CPI-CMA), produced by Banco Central de Venezuela (BCV), with the aim of this study was to analyze the incident of this ratio on the gap of final consumption expenditure and the product, about their respective values of long-term trend, proxied by the Hodrick-Prescott filter. The econometric analysis suggests that there is a direct relationship and statistically positive between the variations of real wages and the gaps of the final consumption and the product, respectively. It concludes, based on the available evidence, that variations of rising real wages do not generate adverse global effects, reflected in a decline in the economic activity.

Key Words: Real wages; economic fluctuations; equation models; autorregresive vector; Granger causality.

Introducción

La remuneración del factor trabajo, en general, y los salarios, en particular, desde el punto de vista económico poseen dos enfoques distintos, a saber, el primero de ellos tiene que ver con que los salarios representan los ingresos para los trabajadores (consumidores) los cuales tienen como objetivo maximizar su utilidad, a través, entre otros factores, de maximizar su nivel de ingreso y consumo, lo cual es una condición necesaria para la expansión del mercado; mientras que el segundo enfoque, se refiere a que los salarios constituyen un costo de producción para las empresas (y por ende para los empresarios) los cuales tienen como objetivo maximizar sus beneficios y minimizar sus costos. En este sentido, se presenta un antagonismo en los salarios reales, al considerarlo explícitamente y de forma separada en sus dos enfoques (ingresos *versus* costos) (Pozo, 2008).

Desde el punto de vista del estudio de las fluctuaciones económicas y/o de los ciclos económicos, el comportamiento de los salarios es un elemento clave para identificar la naturaleza de las fluctuaciones económicas. En un modelo keynesiano los salarios reales

tenderán a ser anticíclicos mientras que en un modelo de crecimiento serán más bien procíclicos (Abraham y Haltiwanger, 1995). Esto se debe a que en un modelo típico keynesiano un incremento en la demanda agregada genera un aumento de los precios, lo cual, asumiendo salarios nominales rígidos, conducirá a una disminución en el salario real. Esta caída del salario real es compatible con el incremento de la demanda de trabajo por parte de las empresas, lo cual eleva el nivel de producción (Romer, 2006).

En un modelo de Ciclo Económico Real (CER) un choque favorable sobre la oferta tiende a aumentar la productividad del trabajo y con ello, los salarios reales (Romer, 2006). En general, se sostiene que los choques tecnológicos inducen salarios reales procíclicos, mientras que los choques nominales tienden a producir salarios reales contracíclicos (Abraham y Haltiwanger, 1995).

Dentro de este orden de ideas, existe evidencia empírica para los países en desarrollo (o economías emergentes) reportada por Agenor *et al.* (1999), en donde se demuestra que el salario real resulta claramente procíclico en todos los casos analizados del estudio. De igual forma, para el caso venezolano Sáez

(2004), en un trabajo que analiza y describe las principales propiedades cíclicas de la economía venezolana con datos anuales y trimestrales durante un período de tiempo de cerca de 50 años, encuentra evidencia de que los salarios reales son fuertemente procíclicos a la actividad económica.

No obstante lo anterior, el enfoque adoptado para los efectos de este trabajo, hace énfasis en analizar la relación o influencia desde las variaciones del salario real hacia las fluctuaciones económicas, medida por las desviaciones de la producción y del consumo final privado con respecto a sus respectivos valores tendenciales, considerando el salario real y sus variaciones, por una parte, como un costo de producción para las firmas y como un factor determinante en la elasticidad de la oferta de trabajo, y por otra parte, como una fuente de ingreso para los hogares, el cual influye sobre el comportamiento del gasto de consumo final, y por ende, de la demanda agregada interna.

Para ello desde el plano teórico, se emplea un marco analítico sencillo con fundamentos microeconómicos, mientras que con relación al plano empírico, objeto principal del presente estudio, se utiliza una serie de modelos econométricos uniecuacionales, y un modelo de serie de tiempo multiecuacional (Vectores Autoregresivos – VAR-) con el fin de analizar los efectos del salario real sobre las fluctuaciones económicas y conocer, de forma aproximada, a través de pruebas estadísticas y econométricas, las posibles relaciones de causalidad o de precedencia entre las variables del estudio.

1. Efectos de los cambios del salario real sobre el nivel de producción y consumo: un análisis microeconómico

Para el estudio de los cambios o variaciones del salario real (w/p) sobre las decisiones de producción de las empresas y consumo de los hogares, se utilizará un marco analítico sencillo de competencia perfecta, siguiendo a Pozo (2008), sobre la base del análisis del equilibrio parcial y la estática

comparativa, se utilizarán las teorías de la demanda de los factores de producción por parte de las empresas, específicamente del factor trabajo, y de la oferta de trabajo por parte de los hogares¹ a través de la función de utilidad de un individuo representativo y la función de demanda, las cuales a continuación se describen brevemente y en términos generales.

1.1 Estática comparativa de la demanda del factor trabajo por parte de las empresas

Suponiendo una conducta precio-aceptante en el mercado de bienes por parte de las empresas, y la premisa de maximización de los beneficios de las mismas, se analizará la estática comparativa de la demanda del factor trabajo (L) con el propósito de conocer el sentido o signo de $\partial L/\partial(w/p)$.

En el caso de un único factor de producción, por ejemplo L , una de las razones para esperar que $\partial L/\partial(w/p)$ tenga un valor negativo se basa en el supuesto de que el producto físico marginal del trabajo disminuye a medida que aumenta la cantidad empleada de ese factor (L). En efecto, una disminución de (w/p) significa que debe contratarse más trabajo (L) para conseguir la igualdad $(w/p)=P \cdot PM_L$, donde P es igual al precio de mercado del producto y PM_L es el producto marginal físico del trabajo, por ende su producto es el ingreso del producto marginal, una disminución de (w/p) debe ir acompañada de una reducción de PM_L (ya que P es fijo), lo que puede conseguirse aumentando L (Nicholson, 1997). Este argumento es estrictamente correcto en el caso de un único factor, como puede demostrarse a continuación partiendo de la siguiente ecuación:

$$P \cdot PM_L = (w/p) \quad (1)$$

Al expresar el diferencial total de la ecuación (1), referente a la maximización de los beneficios, de la siguiente manera (Nicholson, 1997):

$$d(w/p) = P \cdot \frac{\partial PM_L}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial(w/p)} \cdot d(w/p)$$

Es decir,

$$1 = P \cdot \frac{\partial PM_L}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial (w/p)}$$

Que es igual a:

$$\frac{\partial L}{\partial (w/p)} = \frac{1}{P \cdot \partial PM_L / \partial L} \quad (2)$$

En este sentido, si se supone que $\partial PM_L''$ $\partial(w/p) < 0$ (es decir, que PM_L disminuye cuando aumenta L (ley de rendimientos marginales decrecientes), se tiene que:

$$\frac{\partial L}{\partial (w/p)} < 0 \quad (3)$$

En concreto, una disminución del salario real (w/p), manteniendo todos los demás factores constantes, hará que se contrate más trabajo (lo cual generará que se incremente el nivel de producción) (Nicholson, 1997).

En el caso en que existen dos o más factores de producción, la situación es relativamente más compleja. El supuesto del producto físico marginal decreciente del trabajo puede ser engañoso en este caso. En efecto, si el salario real (w/p) disminuye, no sólo variaría L , sino también el acervo de capital (K), ya que se elige una nueva combinación de factores que minimizan los costos de producción. Cuando varía K , cambia toda la función PML (ya que el trabajo tiene ahora una cantidad diferente de capital con la que trabajar), en este sentido operan dos diferentes efectos, a saber el efecto sustitución y el efecto producción (Nicholson, 1997).

Para el análisis de estos dos efectos se utilizará un enfoque gráfico con el propósito de demostrar, en cierta forma, por qué incluso en el caso de dos factores, $\partial L / \partial (w/p)$ debe tener un valor negativo².

Dentro de este orden de ideas, ante una disminución de (w/p) se puede descomponer el efecto total producido en la cantidad contratada de L en dos componentes. El primero, se puede denominar efecto sustitución. Si el nivel de producción (q) se mantiene constante en q_1 , tal como se muestra en la figura I, se tenderá a sustituir K por L en el proceso productivo y dado que la condición para minimizar el coste de producir q_1 exige que la relación se sustitución técnica (RST) sea igual al cociente

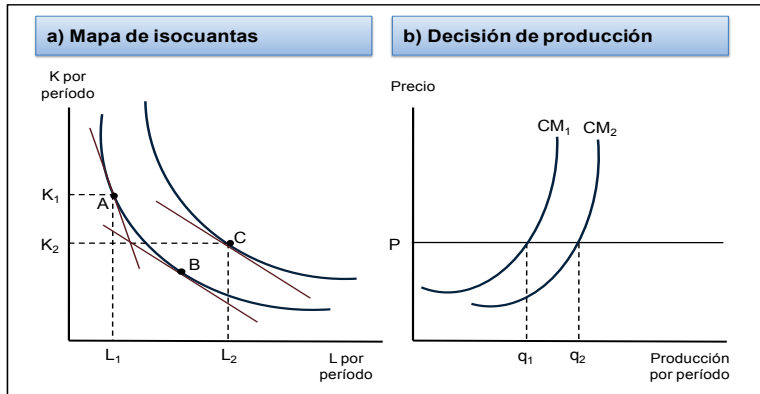
de los precios de los factores de producción (L, K), a saber, (w/p)/ r ; donde r es el costo unitario de contratar capital (su precio), esto es que: $RST = (w/p)/r$.

Por lo tanto, una disminución del (w/p) exige la sustitución de la combinación de factores A por B , y como se supone que las isocuantas muestran una RST decreciente, se puede apreciar en la figura I que este efecto sustitución debe ser negativo: una reducción en el (w/p) genera un aumento de la demanda de trabajo si se mantiene constante la producción (Nicholson, 1997).

El segundo componente, denominado efecto producción, parte del análisis de la decisión de producción maximizadora de los beneficios de (w/p), al alterar los costos relativos de factores, desplaza la senda de expansión de la firma. Por lo tanto, se desplazan todas sus curvas de costos, lo que probablemente lleva a elegir algún nivel de producción distinto de q_1 . En la figura anterior (en el apartado b) se ha representado el caso que puede considerarse como "normal" (Nicholson, 1997), en el cual se ha supuesto que con esta nueva senda de expansión, la curva de coste marginal (CM) de la empresa se ha desplazado en sentido descendente a CM^2 . Por consiguiente el nivel de producción maximizador de beneficios aumenta de q_1 a q_2 .

La condición de maximización de beneficios ($P=CM$) ahora se satisface con un nivel de producción más alto. En lo que concierne a la figura I.a, este aumento de la producción provoca que se demande una cantidad mayor de L , siempre y cuando L no sea un factor inferior.

En concreto, el resultado tanto del efecto sustitución como del efecto producción es un movimiento de la combinación de factores al punto C del mapa de isocuantas de la empresa. Ambos efectos elevan la cantidad contratada de trabajo en respuesta a una reducción del salario real, además en el supuesto de que la disminución de los costos laborales unitarios afectará a toda la industria (y no a una sola empresa de la industria) las curvas de costos marginales de todas las empresas se desplazarían hacia afuera y, por lo tanto, la curva de oferta de la industria también se desplazaría (Nicholson, 1997).



Fuente: Nicholson (1997) y elaboración propia (2012).

Figura I
Efectos sustitución y producción ante una disminución del precio del factor trabajo

1.2. La oferta de trabajo y las funciones de demanda ante variaciones del ingreso medido por el salario real

El modelo más sencillo para analizar la oferta laboral, parte del supuesto, de que una persona sólo puede dedicar su tiempo a dos fines, a saber, trabajar en el mercado a cambio de un salario real (w/p) por hora o a no trabajar (Ocio), en este sentido se supone, que la utilidad del individuo representativo depende de dos bienes compuestos: su consumo (C) diario y de las horas de Ocio (O) de que disfruta:

$$Utilidad = U(C, O) \tag{4}$$

Al tratar de maximizar la utilidad, el individuo está sujeto a dos restricciones. La primera es el tiempo de que dispone, si L representa las horas de trabajo, entonces:

$$L + O = 24 \text{ horas} \tag{5}$$

De la ecuación anterior, se desprende que el tiempo diario debe repartirse entre trabajo y ocio.

Por su parte, la segunda restricción se refiere al hecho de que el individuo sólo

puede comprar bienes y servicios de consumo trabajando (al no existir la posibilidad de que disfrute de una renta), si el salario real de mercado por hora que puede ganar es w/p , la restricción del ingreso (I) viene dada por:

$$C = (w/p)L \tag{6}$$

Al combinar estas dos restricciones, se tiene:

$$C = (w/p)(24 - O) \tag{7}$$

Lo cual es igual a:

$$C + (w/p)O = 24(w/p) \tag{8}$$

La ecuación (8) muestra que el individuo puede gastar todo su ingreso trabajando (para obtener un ingreso y poder consumir) o no trabajar y disfrutar del ocio, por ende, tal como se puede apreciar, el costo de oportunidad de consumir ocio es w/p por hora: lo cual es igual a las ganancias que se pierden por no trabajar (Nicholson, 1997).

En este contexto, la función de demanda estándar del individuo representativo (o de los individuos (hogares)) de un bien normal (X) es:

$$X_i^* = d_i(P_1, P_2, \dots, P_n, I) \tag{9}$$

La cual expresa que la demanda (d) del bien X_i depende negativamente de los precios de cada bien p_i respectivamente, y positivamente del nivel de ingreso (I), el cual se refiere, en este caso, al salario real (w/p) que obtiene el individuo (hogares) como remuneración del trabajo que aporta al proceso productivo.

Manteniendo todo lo demás constante, ante un incremento del nivel de ingreso, mediante un aumento del salario real (w/p) (que aumenta el poder adquisitivo) del individuo, se espera que también aumente la cantidad comprada (consumo) de cada bien. De manera formal, un incremento del nivel de ingreso (o del salario real), manteniendo los precios constantes, desplaza la recta presupuestaria del individuo representativo hacia la derecha lo cual le permite adquirir una canasta de consumo, relativamente, mayor, lo que se traduce en un mayor nivel de utilidad (satisfacción).

2. Metodología: Análisis econométrico

La presente investigación es de tipo explicativa - correlacional, la cual tiene como propósito analizar los efectos (en cuanto a la direccionalidad) de las variaciones del salario real sobre la actividad económica en Venezuela, de manera similar al estudio de Pozo (2008).

Para este fin se emplean fuentes de datos secundarias, analizando el período (1998: I – 2011: IV) con series temporales de periodicidad trimestral, utilizando básicamente dos alternativas de modelación para la evidencia empírica: modelos uniecuacionales, como los utilizados en Pozo (2008), y un modelo multiecuacional, específicamente, un modelo de Vectores Autoregresivos (VAR) simple (sin restricciones) (Unrestricted Vector Autorregressive), mediante del análisis de las funciones impulso-respuesta (FIR) que se derivan de estos, estimadas ambas alternativas a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), utilizando el *software* econométrico *Eviews* 6.0.

2.1. Variables utilizadas en el estudio

Para la estimación de los diferentes modelos se utilizaron el logaritmo natural

del producto interno bruto (PIB), a precios constante de 1997, denotado por el LOG (PIB), la brecha del producto (BLNY) estimada a partir de la diferencia entre su nivel en logaritmo natural (*en log*), y su tendencia a largo plazo aproximada por el filtro Hodrick-Prescott (HP) como medidas de actividad económica³, el logaritmo natural del gasto de consumo privado (LOGCP), a precios constantes de 1997, y la brecha del consumo privado (BLNCP) estimada a partir de la diferencia entre su nivel *en log* y su tendencia a largo plazo aproximada por el filtro HP, así mismo se utilizó el logaritmo natural de la formación bruta de capital fijo, a precios constantes de 1997, denotada por LOG(FBCF).

Como medidas del salario real, se empleó el cociente entre el índice de remuneraciones a los asalariados (IRE), año base 1997 = 100, y el índice de precios al consumidor (IPC) del área metropolitana de Caracas (IPC-AMC), año base 1997 = 100, expresado en logaritmo natural (LOG (IRE_R)), así como la variación trimestral anualizada (variación puntual) de dicho cociente, denotado por W_P. La fuente de la información estadística es el Banco Central de Venezuela (BCV).

Como primera referencia, en tabla I se presenta el resumen de las principales estadísticas descriptivas de las variables que se utilizaron para este estudio, así como de algunas transformaciones a las mismas, con el objeto de caracterizar, en cierta forma desde el punto de vista estadístico, su comportamiento histórico durante el período (1998: I - 2011: IV).

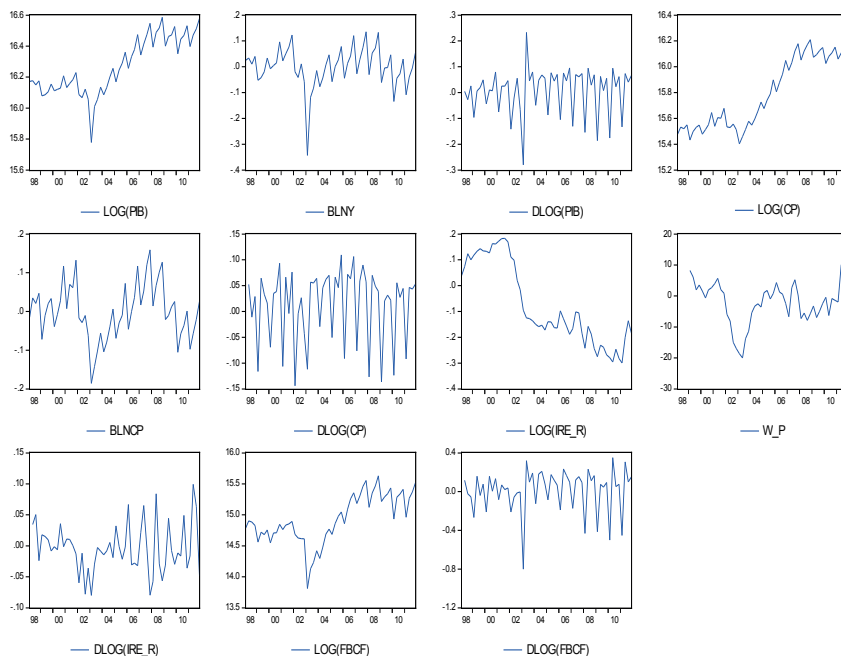
De forma alterna en el gráfico I se presenta el desenvolvimiento temporal de las variables anteriormente señaladas durante el período de estudio.

Adicionalmente, y como paso previo a las estimaciones, cada una de las variables (series) empleadas en las ecuaciones (modelos) de este trabajo fue analizada para determinar la presencia de raíces unitarias, dada la naturaleza de la metodología empleada. Los resultados de las pruebas de raíces unitarias expuestos en tabla II permiten visualizar el grado de integración de las variables, sobre

Tabla I
Resumen de las estadísticas descriptivas de las variables del estudio
Período (1998: I - 2011: IV)

	LOG(PIB)	BLNY	DLOG(PIB)	LOG(CP)	BLNCP	DLOG(CP)	LOG(IRE_R)	W_P	DLOG(IRE_R)	LOG(FBCF)	DLOG(FBCF)
Media	16,272	0,000	0,007	15,791	0,000	0,013	-0,076	-1,944	-0,004	14,933	0,013
Mediana	16,238	0,007	0,041	15,702	-0,004	0,039	-0,136	-0,878	-0,008	14,871	0,076
Máximo	16,586	0,135	0,233	16,210	0,159	0,110	0,183	11,695	0,099	15,631	0,352
Mínimo	15,778	-0,343	-0,280	15,402	-0,185	-0,144	-0,299	-20,018	-0,080	13,812	-0,800
Desv. Estand	0,181	0,077	0,091	0,271	0,071	0,070	0,157	7,001	0,039	0,390	0,219
Asimetría	-0,046	-1,477	-0,929	0,215	0,015	-0,961	0,406	-0,577	0,424	-0,345	-1,491
Curstosis	2,326	8,638	4,145	1,383	3,025	2,666	1,689	3,341	3,177	2,904	5,597
Jarque-Bera	1,081	94,517	10,919	6,537	0,003	8,715	5,550	3,141	1,720	1,130	35,830
Probabilidad	0,583	0,000	0,004	0,038	0,998	0,013	0,062	0,208	0,423	0,568	0,000
Suma	911,246	0,000	0,407	884,286	0,000	0,724	-4,248	-101,093	-0,223	836,235	0,735
Suma Sq. Dev.	1,799	0,323	0,442	4,032	0,279	0,261	1,361	2499,989	0,084	8,365	2,592
Observaciones	56	56	55	56	56	55	56	52	55	56	55

Fuente: BCV y cálculos propios a través de Eviews 6.0. (2012).



Fuente: BCV. Cálculos y elaboración propia (2012).

Gráfico I
Comportamiento temporal de las variables. Período (1998: I - 2011: IV)

la base de distintas especificaciones, según Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP) las pruebas convencionales de Dickey-Fuller durante el período de estudio.

Tabla II
Pruebas de raíces unitarias para las variables del estudio.
Período (1998: I - 2011: IV)

Variable	Niveles						Primeras diferencias					
	ADF ^a			PP ^b			ADF ^a			PP ^b		
	P-valor ^c			P-valor ^c			P-valor ^c			P-valor ^c		
	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST
LOG(PIB)	0.7686	0.4088	0.9230	0.6707	0.0311	0.9482	0.0576*	0.1961	0.0086	0.0000	0.0001	0.0000
BLNY	0.0321	0.1249	0.9023	0.0001	0.0005	0.0000	0.0251	0.1007	0.0016	0.0001	0.0001	0.0000
LOG(CP)	0.6216	0.1866	0.9795	0.9190	0.2950	0.9943	0.0323	0.1180	0.1353	0.0000	0.0000	0.0000
BLNCP	0.0129	0.0600*	0.0008	0.0023	0.0129	0.0001	0.0033	0.0192	0.0002	0.0001	0.0001	0.0000
LOG(IRE_R)	0.7717	0.5922	0.4899	0.7710	0.5922	0.4603	0.0000	0.0000	0.0264	0.0000	0.0000	0.0000
W_P	0.3039	0.5989	0.0553*	0.2010	0.5405	0.0322	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
LOG(FBCF)	0.4819	0.3079	0.8460	0.3206	0.1442	0.8985	0.1194	0.3392	0.0147	0.0000	0.0000	0.0000
E U	0.0001	0.0005	0.0000	0.0001	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

CCST: Con constante, sin tendencia.
 CCCT: Con constante, con tendencia.
 SCST: Sin constante, sin tendencia.
 a: Dickey-Fuller Aumentado, la selección de longitud de los rezagos se realizó atendiendo al criterio de información Schwarz.
 b: Phillips Perron, con el método de estimación espectral Bartlett kernel y con ancho de bandas Newey-West.
 c: P-valores de una cola según MacKinnon (1996).
 * Estacionaria al 10% de significancia.
 E U: Corresponden a los residuos (en niveles) de la ecuación 2 (regresión de cointegración).

Fuente: Cálculos propios sobre la base del Eviews 6.0 (2012).

2.2. Características y especificaciones de los modelos

Para analizar la relación o los efectos de las variaciones del salario real sobre las fluctuaciones económicas, tal como se mencionó anteriormente, se utilizaron dos tipos de alternativas de modelación, a saber, modelos uniecuacionales y un modelo multiecuacional (VAR); para los primeros, se utilizó un enfoque similar al empleado en Pozo (2008), se estimó primeramente una ecuación en donde se relaciona la brecha del gasto de consumo privado (BLNCP) con la variación anualizada del salario real (W_P), pues considero que son medidas más apropiadas (o aproximadas) para representar las fluctuaciones de corto plazo del gasto de consumo privado y las variaciones del salario real, respectivamente, que al utilizar sus niveles en esta ecuación se persigue obtener, en cierta forma y atendiendo a las limitaciones del análisis, evidencia sobre la incidencia de las variaciones del salario real (enfoque de ingreso) sobre las fluctuaciones del consumo privado durante el período de estudio.

Seguidamente se estima, una función de oferta (maximizadora de beneficios)

que relaciona el LOG (PIB) con los LOG (IRE_R) y el LOG (FBCF)⁴ en niveles, con el propósito de conocer, sobre la base de la evidencia disponible, la incidencia del salario real (enfoque costos) sobre la función de oferta (aproximada) de las empresas. Sin embargo, como estas variables son no estacionarias en niveles (poseen raíz unitaria) según las pruebas ADF y PP, se realizó el procedimiento de cointegración a través del método de Engle y Granger (1987) evaluando los residuos en niveles y estimando un Modelo de Corrección de Errores (MCE) (Greene, 1999; Gujarati, 2003 y Loría, 2007).

Posteriormente, se estima una regresión que relaciona la brecha del producto (BLNY) como medida aproximada de las fluctuaciones de corto plazo de la actividad económica con la variación anualizada (puntual) del salario real (W_P), similar a la primera ecuación referente a la brecha del consumo, para conocer, en cierta forma y según la evidencia disponible, como se relaciona las variaciones del salario real con las fluctuaciones de la actividad económica.

Finalmente, y en lo que respecta a la evidencia derivada de un modelo multiecuacional se estimó un sistema VAR⁵ sin restricciones, en donde se relacionan

las siguientes variables con sus respectivos rezagos: la brecha del *log* del producto (BLNY), la brecha del *log* del gasto de consumo privado (BLNCP) y las variación anualizada del salario real (W_P), con el objeto de conocer las interrelaciones entre las variables a través de las Funciones Impulso - Respuestas (FIR) Generalizadas (GIR) generadas a partir de la simulación de innovaciones y choques transitorios en las variaciones del salario real.

2.3. Evidencia derivada de la estimación de modelos uniecuacionales

En este primer modelo, que relaciona la brecha del gasto de consumo privado con la variación del salario real, se incorporó adicionalmente una variable dummy

(dummy 03), que toma el valor de uno (1) para el primer trimestre del año 2003 y cero (0) para el resto del periodo, con el propósito de captar, en cierta forma, el quiebre estructural de las series originadas por los acontecimientos del paro petrolero acontecidos en Venezuela entre finales del año 2002 y principios del 2003, y una variable que recoge el efecto estacional del cuarto trimestre (@seas (4)). Los resultados se presentan en la tabla III.

En el modelo 1, se puede apreciar, según la evidencia disponible durante el período de estudio, una relación directa y estadísticamente significativa entre la variación del salario real (desfasado un período) y la brecha del consumo privado, no obstante el valor del coeficiente es bastante bajo, lo que implica un impacto (o efecto) reducido sobre la brecha del consumo⁶.

Tabla III
Modelo 1

Dependent Variable: BLNCP				
Method: Least Squares				
Date: 11/05/12 Time: 22:25				
Sample (adjusted): 1999Q2 2011Q4				
Included observations: 51 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005793	0.012922	-0.448295	0.6560
W_P(-1)	0.004402	0.001646	2.674295	0.0103
@SEAS(4)	0.067298	0.010481	6.421109	0.0000
DUMMY03	-0.105136	0.028138	-3.736432	0.0005
R-squared	0.449011	Mean dependent var		-0.000317
Adjusted R-squared	0.413842	S.D. dependent var		0.073419
S.E. of regression	0.056210	Akaike info criterion		-2.844248
Sum squared resid	0.148501	Schwarz criterion		-2.692733
Log likelihood	76.52833	Hannan-Quinn criter.		-2.786350
F-statistic	12.76708	Durbin-Watson stat		0.647515
Prob(F-statistic)	0.000003			

Fuente: Cálculos propios sobre la base del Eviews 6.0 (2012).

Por su parte, en lo que se refiere a la ecuación que representa, en cierta forma, una función de oferta, (modelo 2) se estudió la posibilidad de que exista una relación de cointegración (de largo plazo) entre las variables que se analizan, en este sentido, la posibilidad de que exista una relación de largo plazo entre las variables es importante en sí misma, pero también para el análisis de corto plazo, esto es así, ya que el término que recoge el ajuste de las variables hacia el equilibrio de largo plazo debe incluirse en el modelo de ajuste de corto plazo (la representación de corrección de errores).

En efecto, para que exista una relación de cointegración se debe cumplir previamente (condición necesaria pero no suficiente) que las variables relevantes en niveles contengan una raíz unitaria, es decir, que sean integradas de orden uno (I (1)). Para los efectos de la estimación de este modelo, se pudo establecer una relación de cointegración ya que las diferentes variables que intervienen en el modelo son integradas de orden uno (I (1)) (ver tabla II). A continuación en tabla IV se presentan los resultados del modelo 2 (regresión de cointegración).

Tabla IV
Modelo 2 (Regresión de cointegración)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.75627	0.235052	45.76134	0.0000
LOG(IRE_R)	-0.327469	0.032454	-10.09027	0.0000
LOG(FBCF)	0.367551	0.015874	23.15399	0.0000
DUMMY03	-0.086383	0.017874	-4.832947	0.0000
@SEAS(4)	0.016554	0.009759	1.696273	0.0959
R-squared	0.976739	Mean dependent var		16.27226
Adjusted R-squared	0.974915	S.D. dependent var		0.180835
S.E. of regression	0.028641	Akaike info criterion		-4.182902
Sum squared resid	0.041836	Schwarz criterion		-4.002068
Log likelihood	122.1213	Hannan-Quinn criter.		-4.112793
F-statistic	535.3879	Durbin-Watson stat		1.316212
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos propios sobre la base del Eviews 6.0 (2012).

En este modelo, la evidencia disponible sugiere, durante el periodo de estudio, que el nivel del salario real (*en log*) tiene una relación inversa, *ceteris paribus*, y estadísticamente significativa con respecto al nivel del producto

(*en log*) de la economía, mientras que la FBCF (*en log*) presenta una relación directa (positiva) con respecto al producto, manteniendo los demás factores constantes, tal como es de esperarse a priori (Pozo, 2008).

En el tabla II se puede apreciar que los residuos (E_U) de esta regresión resultaron estacionarios en niveles según las pruebas ADF y PP, por lo que según el procedimiento de Engle - Granger (1987) no se descarta una

relación de cointegración, en consecuencia, se procedió a estimar un modelo de corrección de errores (MCE) (ver tabla V: modelo 3) que refleje el ajuste (velocidad de convergencia) de corto plazo hacia el equilibrio de largo plazo.

Tabla V
Modelo 3 (Modelo de corrección de errores)

Dependent Variable: DLOG (PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/12 Time: 00:09				
Sample (adjusted): 1998Q2 2011Q4				
Included observations: 55 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000269	0.004276	0.063014	0.9500
DLOG(IRE_R)	-0.267694	0.111992	-2.390295	0.0206
DLOG(FBCF)	0.419389	0.021598	19.41752	0.0000
$E_U(-1)$	-0.594257	0.168460	-3.527583	0.0009
R-squared	0.886571	Mean dependent var		0.007393
Adjusted R-squared	0.879898	S.D. dependent var		0.090510
S.E. of regression	0.031367	Akaike info criterion		-4.016176
Sum squared resid	0.050178	Schwarz criterion		-3.870188
Log likelihood	114.4448	Hannan-Quinn criter.		-3.959721
F-statistic	132.8731	Durbin-Watson stat		2.123385
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos propios sobre la base del Eviews 6.0 (2012).

Tal como se puede apreciar en la tabla anterior, los resultados en el MCE se mantienen en cuanto a los signos de los coeficientes y, en términos generales, los niveles de significancia estadística individual y de forma conjunta del modelo, cabe resaltar que el coeficiente del residuo (E_U) del MCE que mide la velocidad de convergencia al equilibrio del modelo cointegrado en el largo plazo es -0.59, por lo cual la estabilización (o ajuste) hacia el equilibrio en el tiempo es bastante rápida.

Finalmente, en la tabla VI se presenta el modelo 4, que relaciona la brecha del producto y la variación del salario real (con un desfase temporal), en este sentido, la evidencia

disponible, durante el período de estudio, sugiere una relación directa y estadísticamente significativa entre las variaciones del salario real (rezagado un período) ($W_P(-1)$) y la brecha del producto; sin embargo, el valor del coeficiente que acompaña a $W_P(-1)$ es bastante bajo, por lo que su incidencia sobre la brecha del producto es bastante reducida.

De forma complementaria en la Tabla VII se presentan las pruebas de causalidad de Granger (realizada de 1 a 4 rezagos), entre las variables que miden el salario real y su variación LOG (IRE_R) y W_P , respectivamente, y las variables dependientes (o regresadas) de los modelos anteriormente

presentados, en las cuales se puede apreciar la dirección de causalidad, en el sentido de Granger, del salario real hacia el resto de las variables, lo cual aporta, en cierta forma, soporte estadístico a los resultados anteriores expuestos.

2.4. Evidencia derivada de un modelo multicuacional

En este apartado se estimó, tal como se mencionó anteriormente, un modelo VAR sin

restricciones para el análisis de los efectos de la variación del salario real (W_P) sobre la brecha del consumo y del producto, asumiendo que las variables son estacionarias en niveles (en la especificación SCST, ver tabla II), a través del análisis de las funciones impulso - respuesta generalizadas (GIR), las cuales se pueden apreciar en el gráfico II.

Tabla VI
Modelo 4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007388	0.009717	-0.760320	0.4509
W_P(-1)	0.003711	0.001298	2.859621	0.0063
DUMMY03	-0.273113	0.020090	-13.59431	0.0000
@SEAS(4)	0.077421	0.010159	7.620677	0.0000
R-squared	0.656601	Mean dependent var		-0.001116
Adjusted R-squared	0.634682	S.D. dependent var		0.079529
S.E. of regression	0.048068	Akaike info criterion		-3.157201
Sum squared resid	0.108597	Schwarz criterion		-3.005685
Log likelihood	84.50861	Hannan-Quinn criter.		-3.099302
F-statistic	29.95566	Durbin-Watson stat		1.165603
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Cálculos propios sobre la base del Eviews 6.0 (2012).

Tabla VII
Pruebas de causalidad de Granger para el salario real y las variables dependientes de los modelos uniecuacionales. Período (1998: I - 2011: IV)

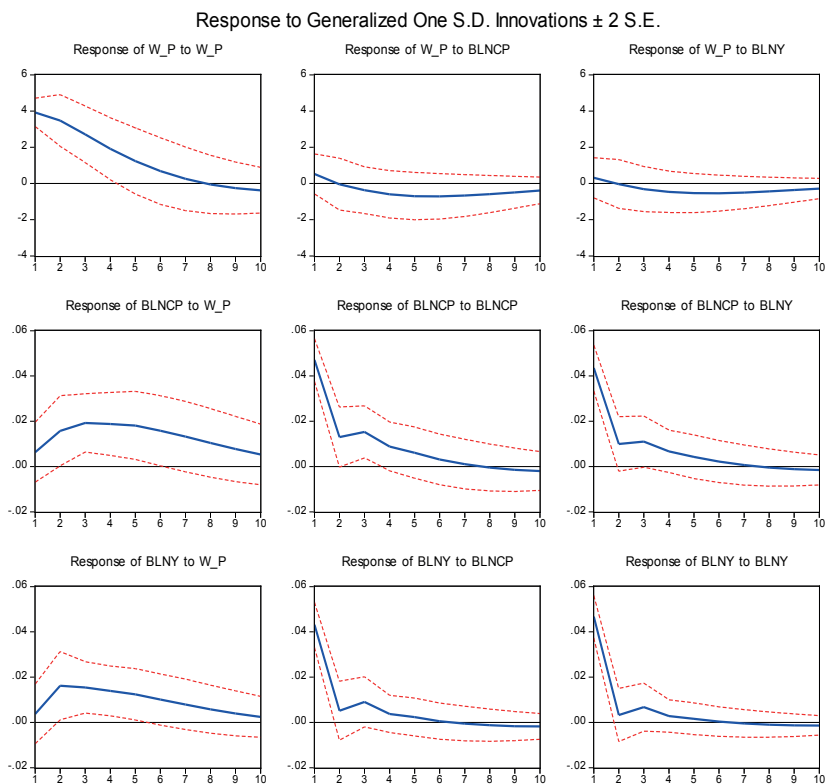
Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1998Q1 2011Q4

Lags: 1, 2, 3 and 4

Null Hypothesis:	Obs	Lags	F-Statistic	Prob.
W_P does not Granger Cause BLNCP	51	1	7.69977	0.0078
BLNCP does not Granger Cause W_P			1.92620	0.1716
LNPIB does not Granger Cause LNIRE_R	55	1	0.25681	0.6145
LNIRE_R does not Granger Cause LNPIB			4.31990	0.0426
BLNY does not Granger Cause W_P	51	1	0.36828	0.5468
W_P does not Granger Cause BLNY			9.69809	0.0031
W_P does not Granger Cause BLNCP	50	2	3.73556	0.0316
BLNCP does not Granger Cause W_P			0.82219	0.4460
LNPIB does not Granger Cause LNIRE_R	54	2	1.18511	0.3143
LNIRE_R does not Granger Cause LNPIB			7.91135	0.0011
BLNY does not Granger Cause W_P	50	2	0.50251	0.6084
W_P does not Granger Cause BLNY			5.49657	0.0073
W_P does not Granger Cause BLNCP	49	3	2.53113	0.0700
BLNCP does not Granger Cause W_P			1.26439	0.2989
LNPIB does not Granger Cause LNIRE_R	53	3	0.45118	0.7177
LNIRE_R does not Granger Cause LNPIB			6.97355	0.0006
BLNY does not Granger Cause W_P	49	3	0.62344	0.6038
W_P does not Granger Cause BLNY			3.88731	0.0154
W_P does not Granger Cause BLNCP	48	4	5.04413	0.0023
BLNCP does not Granger Cause W_P			0.63057	0.6436
LNPIB does not Granger Cause LNIRE_R	52	4	1.01941	0.4081
LNIRE_R does not Granger Cause LNPIB			5.52422	0.0011
BLNY does not Granger Cause W_P	48	4	0.66091	0.6229
W_P does not Granger Cause BLNY			3.78672	0.0107

Fuente: Cálculos propios sobre la base del Eviews 6.0 (2012).



Fuente: Cálculos propios sobre la base del Eviews 6.0 (2012).

Gráfico II Funciones impulso - respuesta generalizada (GIR) del modelo VAR.

Del análisis de las funciones de impulso - respuesta generalizada (GIR) del modelo VAR7, se puede apreciar (en la columna 1, filas 2 y 3) que una perturbación (shock) equivalente a una desviación estándar de la variable que mide la variación del salario real (W_P), genera un impacto positivo pero de corta duración (de aproximadamente 3 a 4 trimestres) sobre la brecha del consumo y del producto agregado (corroborando los resultados de los modelos uniecuacionales anteriormente expuestos).

A modo de complementar los resultados de la tabla VIII se presenta la prueba de causalidad de Granger (en bloque) para las tres ecuaciones que conforman el VAR, en donde se contrasta la hipótesis nula de que tanto en lo individual como en conjunto las variables de cada ecuación son exógenas, en el sentido de Granger, con respecto a las variables dependientes (Loría, 2007).

Tabla VIII
Prueba de causalidad de Granger (en bloque) derivada del VAR

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 06/06/12 Time: 02:00			
Sample: 1998Q1 2011Q4			
Included observations: 50			
Dependent variable: W_P			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
BLNCP	2.466067	2	0.2914
BLNY	1.722575	2	0.4226
All	3.217284	4	0.5221
Dependent variable: BLNCP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
W_P	9.597170	2	0.0082
BLNY	4.156186	2	0.1252
All	10.51154	4	0.0326
Dependent variable: BLNY			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
W_P	10.01343	2	0.0067
BLNCP	3.933233	2	0.1399
All	11.77708	4	0.0191

Fuente: Cálculos propios sobre la base del Eviews 6.0 (2012).

De tabla anterior se desprende, según la evidencia disponible, que de manera individual la variación del salario real (W_P) causa, en el sentido de Granger, a la brecha del consumo

(BLNCP) y a la brecha del producto (BLNY), durante el período de estudio, lo cual se ha podido observar en estimaciones previas.

3. Conclusiones

El análisis econométrico de este trabajo, el cual parece en términos relativos más adecuado que el empleado en Pozo (2008), sugiere, durante el período de estudio, que ante las variaciones del salario real, el impacto sobre la brecha del consumo privado agregado si bien es cierto que es bastante reducido, este es estadísticamente significativo y positivo (tal como lo predice la teoría), opuesto al resultado encontrado en Pozo (2008).

De igual forma, se pudo apreciar que el efecto del salario real desde el punto de vista de los costos en la ecuación, que intenta aproximarse, a la función de oferta de bienes y servicios de las empresas es negativo, tal como se espera teóricamente, sobre la base del enfoque microeconómico.

Finalmente, y de forma agregada, según los resultados disponibles, el efecto global de las variaciones del salario real sobre la brecha del producto es directo (positivo) y estadísticamente significativo, aunque muy reducido, el cual es robusto ante distintas especificaciones (modelos uniecuacional y multiecuacional), y que además existe cierta evidencia que sugiere que los cambios en los salarios reales causan, en el sentido de Granger y de forma unidireccional, a la brecha del consumo privado y del producto, durante el período de estudio.

Por lo tanto, y a partir de la evidencia empírica disponible en este estudio, la cual está condicionada por la metodología empleada, no se puede aceptar la hipótesis de que variaciones al alza de los salarios reales, generen efectos globales adversos, reflejado en una disminución de la producción o de la actividad económica, que puede ser representada mediante una disminución de la demanda de trabajo por parte de las firmas, debido a los incrementos de los costos laborales dentro de la estructura de costo total de las empresas (efecto vía oferta), y en caso de producirse, al parecer y probablemente, pudiera ser atenuado y/o compensado, por el efecto ingreso (positivo) generado sobre los consumidores, el cual le permite incrementar su nivel de gasto de consumo final (efecto vía demanda) en el corto plazo y, por ende la demanda agregada y el producto, manteniendo los otros factores constantes.

Notas

- ¹ Este análisis teórico se basa en Nicholson (1997).
- ² Para un análisis matemático relativamente intuitivo véase a: Nicholson (1997).
- ³ Es importante señalar que la brecha del producto (BLNY) se aproxima más al concepto de fluctuaciones económicas de corto plazo, es decir, a las fluctuaciones de la actividad económica en torno a su valor tendencial de largo plazo, aproximado por el filtro Hodrick-Prescott (HP). Lo cual contrasta, con la medida de actividad económica utilizada en Pozo (2008), en donde sólo utiliza el logaritmo natural del PIB.
- ⁴ En esta ecuación de oferta, se utiliza la formación bruta de capital fijo (FBCF) (medida de inversión (I) “flujos”), a precios constantes de 1997, como una aproximación al acervo de capital (K) (*stock*), si bien ésta no es la medida adecuada, ante la falta de información estadística disponible durante el período de estudio y de periodicidad trimestral, se puede asumir como supuesto que las variaciones o la trayectoria del acervo de capital desde el periodo inicial $K(0)$, para nuestro caso el cuarto trimestre del año 1997, vienen dadas exclusivamente por los flujos de inversión (I) o FBCF, asumiendo una tasa de depreciación (consumo de capital fijo) y una vida útil promedio de los activos constantes. Expresado esto matemáticamente en tiempo continuo, sería: $\frac{dK}{dt} = I(t) - \delta K(t) = FBCF$ lo cual considerando que el período de estudio del presente trabajo es (1998: I -2011: IV) la integral definida durante este intervalo de tiempo, sería: $\int_{1997:Q4}^{2011:Q4} I(t) dt = K(t) \Big|_{1997:Q4}^{2011:Q4}$ o expresada de otra forma como: $K(t) = K(0) + \int_{1997:Q4}^{2011:Q4} I(t) dt$. Para mayores detalles de la ecuación del capital en tiempo continuo véase a Chiang y Wainwright (2006).
- ⁵ Para un excelente análisis formal y riguroso sobre estos modelos y sus variantes véase a: Sims (1980), Hamilton (1994), Enders (1995) y Novales (2003).

- ⁶ Las pruebas econométricas sobre la validez estadística de los principales supuestos de este modelo, así como también de los otros modelos de este trabajo y la presentación de cada una de las estimaciones de forma completa (salidas del modelo), están disponibles mediante solicitud expresa al autor.
- ⁷ Para la estimación del modelo VAR en niveles, con dos rezagos, se introdujo una variable *dummy* (Dummy 03) y una variable de ajuste estacional para el cuarto trimestre (@seas (4)), al igual que en los modelos uniecuacionales. Los resultados del modelo VAR resultaron estadísticamente aceptables. No se evidenciaron problemas graves de correlación serial según los correlogramas y la prueba LM para los residuos de las ecuaciones, los cuales resultaron estacionarios según las pruebas convencionales; por lo tanto, no se pudo rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial. Asimismo, el modelo fue estable, puesto que no se observaron comportamientos explosivos en las FIR o GIR antes innovaciones en las variables del modelo, en este sentido, las raíces del polinomio característico resultaron en modulo menor que uno (1) (raíces inversas del polinomio característico AR estuvieron dentro del círculo unitario). Adicionalmente el modelo no presentó problemas de no normalidad y heterocedasticidad. Cabe señalar, que se utilizó el análisis la GIR para obviar el problema de considerar ordenamientos alternativos de las variables en el VAR, ya que estas funciones impulso - respuesta son invariantes a dichos ordenamientos.

Bibliografía citada

- Abraham, Katharine y Haltiwanger, John (1995). Real Wages and the Business Cycle. **Journal of Economic Literature**. Vol. 33, N° 3, United States of America. Pp. 1215-1264.
- Agenor, Pierre-Richard; McDermott, John C. y Prasad, Eswar (1999). Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts. International Monetary Fund. WP/99/35. March. Reimpreso en **World Bank Economic Review**. Vol. 14, No 2. United States of America. Pp 251-85.
- Chiang, Alpha y Wainwright, Kevin (2006). **Métodos fundamentales de economía matemática**. México. Mc Graw - Hill. Pp. 688.
- Enders, Walter (1995). **Applied Econometric Time Series**. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. United States of America. Pp. 419.
- Engle, Robert F. y Granger, Clive W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimacion, and Testing. **Econometrica**, Vol. 55, N° 2. United States of America. Pp. 251-276.
- Greene, William (1999). **Análisis econométrico**. España. Prentice Hall. Pp.913.
- Gujarati, Damodar (2003). **Econometría. México. Mc Graw-Hill**. Pp.972.
- Hamilton, James (1994). **Time Series Analysis**. Princeton. Princeton University Press. United States of America. Pp. 257-350.
- Loría, Eduardo (2007). **Econometría con aplicaciones**. México. Prentice Hall. Pp. 331.
- Nicholson, Walter (1997). **Teoría microeconómica: Principios y aplicaciones**. Madrid-España. McGraw-Hill. Pp. 54
- Novales, Alfonso (2003). **Modelos vectoriales autorregresivo (VAR)**. **Universidad Complutense**. España. Manuscrito. Pp. 1-24.
- Pozo, Bladimir (2008). Incidencia de las variaciones del salario real sobre la actividad económica de Venezuela. Período (1998-2006). **Revista de**

- Ciencias Sociales (RCS).** Vol. XIV. N°1. Maracaibo, Venezuela. Pp. 73-87.
- Romer, David (2006). **Macroeconomía avanzada.** España. Mc Graw-Hill. Pp. 704.
- Sáez, Francisco (2004). **Patrones cíclicos de la economía venezolana.** Serie de Documentos de Trabajo N° 60. Banco Central de Venezuela. Gerencia de Investigaciones Económicas. Disponible en: <http://www.bcv.org.ve/>. Consultado el 20 de octubre de 2011.
- Sims, Christopher (1980). Macroeconomics and reality. **Econometrica.** Vol. 48, N° 1. United States of America. Pp. 1-48.