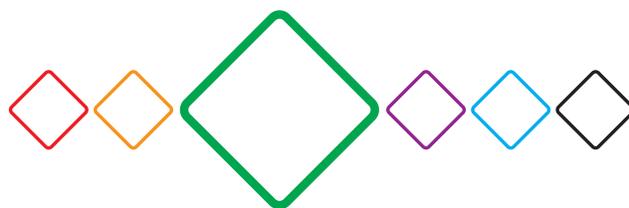


MÉXICO: DETERMINANTES DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO POR LA DEMANDA, 1993.1-2014.4

Saúl Quispe Aruquipa



RESUMEN

El objetivo de la investigación es comprobar si las variables de demanda pueden explicar el crecimiento económico de México, en el periodo trimestral 1993.1 – 2014.4. Este modelo, de acuerdo a la literatura económica, es una alternativa a la estimación convencional mediante funciones de producción neoclásica. La especificación del modelo toma en cuenta las siguientes variables: Producto interno bruto (PIB) de México, formación bruta de capital fijo (FK), índice de tipo de cambio real (Q), índice de producción de EE.UU. (Y^*) y el agregado monetario M2. Las estimaciones mediante un modelo VAR irrestricto encontraron que las variables que impulsan el crecimiento en el corto plazo son FK y Y^* . En el caso de Q, presenta una dinámica inicialmente negativa que tras ciertos periodos de ajuste alcanza un efecto positivo en el crecimiento. Los resultados se corroboraron por medio de un modelo VAR Bayesiano utilizando las densidades a priori de Minnesota.

Palabras clave: Crecimiento económico, demanda agregada, VAR irrestricto, VAR Bayesiano.

Clasificación JEL: C39, E23, O49.

INTRODUCCIÓN

La literatura neoclásica sobre el crecimiento económico se ha concentrado en explicar la evolución de la economías por medio de variables de oferta agregada como factores productivos, tecnología, capital humano, innovación y desarrollo (I+D), entre otros. Sin embargo, se desarrollaron aportes teóricos y empíricos sobre determinantes del crecimiento por el lado de la demanda agregada: Balanza comercial, inversión, consumo total y oferta.

Para el caso de la economía mexicana, las investigaciones que siguieron un enfoque de demanda agregada mostraron que el estancamiento económico se debe a baja tasa de productividad total de los factores, específicamente del sector manufacturero.

Los hechos estilizados reflejan que las contribuciones al PIB mexicano, por el lado de la demanda,

son principalmente por el consumo privado, las exportaciones y la formación bruta de capital fijo privado. De estos tres, tercero es el que tiene mayor relevancia para impulsar el crecimiento económico debido a que es un gasto destinado a la producción.

En la presente investigación, mediante un modelo ad hoc, se estimó el efecto de variables monetarias (M2, tipo de cambio real) y reales (formación bruta de capital fijo y PIB de EE.UU.) en el crecimiento económico, medido por el PIB real mexicano.

El trabajo está dividido en cuatro secciones: En primer lugar, los aspectos teóricos en el que se hizo una revisión de la literatura del crecimiento económico. Segundo, hechos estilizados, se realizó una descripción de los datos del PIB mexicano. Tercero, aspectos econométricos, en este apartado se describe la metodología de los modelos VAR irrestrictos y bayesianos. Cuarto, evaluación de resultados del modelo econométrico. Por último se presentan las conclusiones del trabajo.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La teoría del crecimiento económico evidenció cuáles son las variables determinantes que explican por qué algunos países crecen más que otros. Solow (1957) afirmó que el crecimiento económico estaba determinado por la tecnología; sin embargo, la consideró una variable residual, es decir, la proporción del crecimiento que no estaba explicada por los factores de producción capital y trabajo, de manera que desde entonces se mantuvo a la tecnología como variable exógena. Posteriormente, el papel de la tecnología ganó gran relevancia en la teoría del crecimiento. Trabajos pioneros como el de Romer (1986) mostraron que el acervo de conocimientos es determinante en la producción. En uno posterior, Romer (1990) expuso que para lograr mayor acumulación de conocimientos es necesario que las empresas inviertan recursos en investigación y desarrollo (I+D). El análisis de Barro (1997) con respecto a los determinantes del crecimiento económico muestra que el progreso tecnológico generado por el descubrimiento de nuevas ideas es la manera de evitar la disminución de retornos en el largo plazo.

Lo mencionado anteriormente muestra que la teoría del crecimiento se ha enfocado principalmente en factores de oferta, como la función de producción neoclásica y sus extensiones, como determinantes del crecimiento económico.

Existen modelos alternativos en los cuales los factores de demanda agregada tienen un papel crucial. Thirlwall (1979) elabora un modelo en el que, a largo plazo, el crecimiento económico está endógenamente determinado por la evolución de la renta mundial externa multiplicada por el ratio de las elasticidades renta de exportaciones e importaciones, de manera que el crecimiento es restringido por el desequilibrio comercial.

Barbosa-Filho (2000) demuestra que el crecimiento depende en gran medida de la tasa de crecimiento de la inversión. Al respecto, Garcimartín (2007) observa que la demanda puede interactuar con el crecimiento de forma sectorial o de forma agregada, específicamente por la demanda de inversión.

Dutt y Ros (2009) critican la visión tradicional de que los shocks de demanda sólo implican desviaciones transitorias de la senda de crecimiento de largo plazo. Muestran que los shocks exógenos de demanda agregada, puede afectar la economía en el largo plazo. En cuanto a los estudios enfocados en la economía mexicana, se puede mencionar trabajos como de Loría (2001), en el que se analiza la restricción externa al crecimiento en el periodo 1970-1999. Por medio de ecuaciones de cointegración y modelos de corrección de error, el autor evidencia que se verifica esta restricción debido a la vinculación de la economía mexicana al comercio exterior. Al cumplirse la condición Marshall-Lerner, se destaca el hecho que el crecimiento económico debe ir acompañado por una política invariable de tipo de cambio de equilibrio de largo plazo.

Hernández (2005) descompone el crecimiento de México entre el efecto del proceso de acumulación de capital por hombre ocupado y el efecto de las mejoras derivadas de la productividad total de los factores (PTF). Sus resultados muestran que, en el periodo 1987-2002, la productividad laboral dejó de ser un elemento dinamizador de la economía nacional debido al rezago en los procesos de acumulación de capital por trabajador y la ineficiencia en la asignación de los recursos productivos en la economía. La pérdida de la

productividad multifactorial en México ocasionó que no exista una apropiación del excedente por parte de los trabajadores y los capitalistas que también incurrieron en pérdidas a consecuencia del deterioro de la productividad.

El sendero recesivo desde 1982 que expuso Hernández fue catalogado por otros investigadores como un estancamiento económico, es el caso de Kehoe y Ruhl (2011). El cuestionamiento que hacen los autores va dirigido a las reformas macroeconómicas que se impusieron en México tras la crisis económica en 1982-1985. Estas reformas no han generado tasas de crecimiento económico satisfactorias. Un ejercicio de la contabilidad de crecimiento muestra el estancamiento en la PTF.

Loría (2009) destaca que México entró en un intenso proceso de inserción en la globalización pero el crecimiento del producto per cápita ha sido decepcionante. La gestión estatal fue incapaz de generar o concretar los cambios estructurales e institucionales de largo alcance que permitieran construir una base para la acumulación y crecimiento mediante la industrialización. La metodología que utiliza es evaluar los hechos estilizados del crecimiento de manera que se pueda estimar una función de producción incorporando el tipo de cambio real. Los resultados obtenidos muestran que la elasticidad producto del trabajo es casi el doble de la del capital por que la producción es más intensiva en mano de obra. Esto destaca el pobre desempeño de la inversión en el país. Además, el autor demostró que el tipo de cambio real es un factor positivo del crecimiento económico.

Investigaciones como la de Calderón y Sánchez (2011) explican el estancamiento económico en México bajo un análisis del sector manufacturero. Utilizando el modelo de crecimiento de Kaldor (1966), los autores demostraron el cumplimiento de la primera ley de Kaldor: "...el crecimiento del producto total se encuentra determinado por el crecimiento de las manufacturas" (Calderón y Sánchez, 2011: 132). Por consiguiente, el resultado importante del estudio es que el PIB manufacturero determina al PIB total. Las manufacturas son el motor del crecimiento, pero también su reducida dinámica como sector ha llevado a un bajo crecimiento de la economía.

2. HECHOS ESTILIZADOS

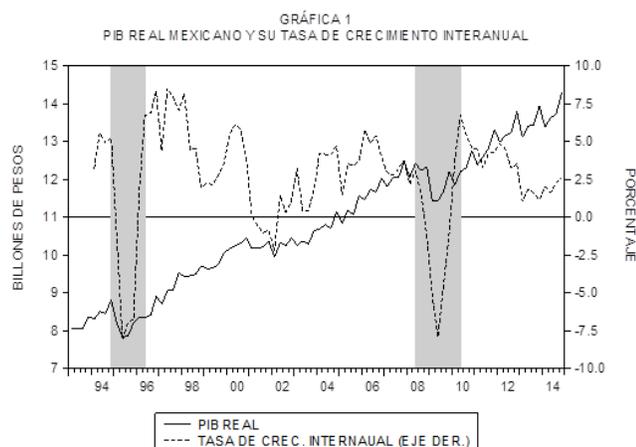
La especificación de modelo se hizo con base en la

función de demanda agregada en su forma reducida expuesto por Loría (2007) y posteriormente adoptado por Humerez (2014) para el caso boliviano. La especificación, como explica Loría, utiliza tanto variables reales como monetarias; además considera el caso de una economía pequeña y abierta, con libre movilidad de capitales y tipo de cambio flexible. Se representa como:

$$Y = f \left(\underbrace{FK}_+, \underbrace{M2}_+, \underbrace{Y^*}_+, \underbrace{Q}_+ \right)$$

Donde Y es el PIB de México, FK es la formación bruta de capital fijo, M2 es el agregado monetario real, Y* es el PIB de EE.UU., y Q es el índice de tipo de cambio real. El periodo de los datos fue de 1993.1-2014.4. La fuente de datos fueron Instituto Nacional de Estadística y Geografía (para las variables Y y FK) y el Banco de México (para las variables M2 y Q). Para la variable Y* se utilizó el índice de producción industrial de los EE.UU estacionalmente ajustado con 2007 como año base, la fuente de los datos fue la Reserva Federal de Saint Louis (FED). Todas las variables están en términos reales. Para el caso del M2 se utilizó el índice nacional de precios al productor con base diciembre 2012 para convertirla en una variable real.

El análisis de las variables comienza con la serie del PIB de México y sus componentes de demanda para el periodo 1993.1-2014.4. En la siguiente gráfica se observa la evolución del PIB en billones de pesos mexicanos a precios de 2008 y su tasa de crecimiento interanual:



FUENTE: Elaboración propia con base en datos del INEGI.

De acuerdo a los datos del INEGI, en el periodo 1990-2000, el PIB creció en promedio 3.63%. En diciembre de 1994, México sufrió una crisis monetaria que después alcanzó la dimensión de crisis financiera en 1995. Para el segundo trimestre de 1995 el PIB cayó en -8.09%. En el periodo 2001-2011, el PIB creció en 2%, tras la recuperación de la crisis de 1995 y la subida del precio de petróleo. La coyuntura económica internacional tuvo su efecto en 2008-2009 con el estallido de la crisis financiera internacional en EE.UU. lo que llevó a una caída del PIB en -7.94% en el segundo trimestre de 2009. Existe una importante vulnerabilidad de la economía mexicana hacia shocks externos por su dependencia comercial con EE.UU.

Mediante el análisis de las contribuciones de los componentes del PIB por el lado de la demanda se puede apreciar cuáles tuvieron una mayor o menor contribución al crecimiento económico mexicano. El cálculo de las contribuciones se realizó mediante la variación de los componentes del PIB por tipo de gasto dividido entre el PIB del periodo anterior:

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} = \frac{\Delta C_t}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta G_t}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta FKP_t}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta FKG_t}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta VE_t}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta X_t}{Y_{t-1}} - \frac{\Delta M_t}{Y_{t-1}}$$

donde Y_t es el PIB, C_t es el consumo privado, G_t es el consumo de gobierno, FKP_t es la formación bruta de capital fijo privado, FKG_t es la formación bruta de capital fijo público, VE_t es la variación de existencias, X_t son las exportaciones y M_t las importaciones.

En el cuadro 1 se presenta el cálculo de las contribuciones al crecimiento económico mexicano. Los periodos de análisis corresponden a los años de duración de las fases crecientes y descendentes del PIB a excepción del último periodo en que aún no se llega a la fase descendente. Los datos del PIB por tipo de gasto reportados por el INEGI tienen un ajuste llamado discrepancia estadística. Este dato también se tomó en cuenta para que pueda agregarse los componentes del PIB y se obtenga el valor de la tasa de crecimiento anual promedio.

| Periodos | Tasa de crec. promedio | Consumo total | | Formación bruta de Capital Fijo | | Variación de existencias | Exportaciones | Importaciones | Discrepancia estadística |
|-----------|------------------------|---------------|----------|---------------------------------|---------|--------------------------|---------------|---------------|--------------------------|
| | | Privado | Gobierno | Privado | Público | | | | |
| 1996-2001 | 4.15 | 2.94 | 0.05 | 1.76 | -0.23 | -0.05 | 1.82 | -2.74 | 0.59 |
| 2002-2009 | 1.72 | 1.34 | 0.20 | 0.44 | 0.24 | -0.06 | 0.52 | -0.76 | -0.21 |
| 2010-2014 | 3.34 | 2.59 | 0.26 | 0.85 | -0.22 | 0.16 | 2.51 | -2.41 | -0.40 |

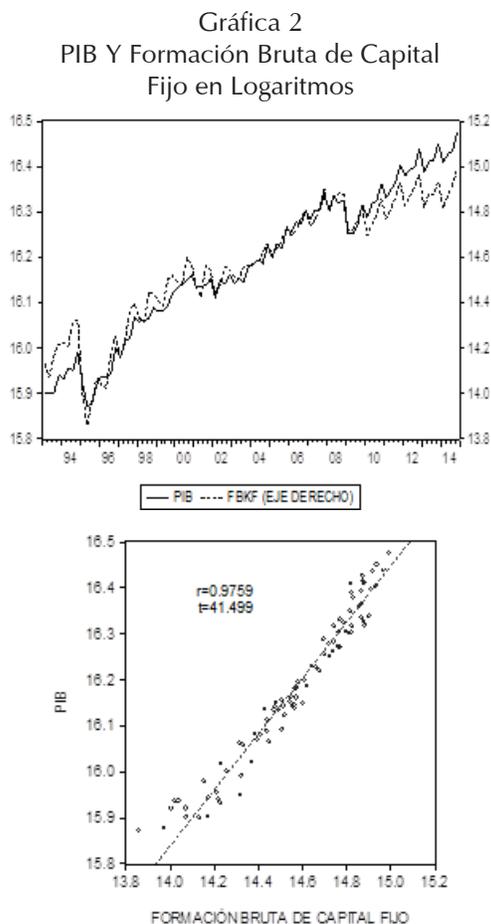
FUENTE: Elaboración propia en base a datos del INEGI.

Se puede observar que en los tres periodos de análisis el consumo privado tuvo la mayor contribución a la tasa de

crecimiento promedio del PIB. El segundo componente importante son las exportaciones. Si bien su contribución en el periodo 1996-2001 llegó a 1.82%, este se redujo a 0.52% en el siguiente periodo (2002-2009).

Con respecto a la formación bruta de capital fijo, el capital privado tuvo una mayor contribución que el público en todos los periodos. A pesar de tener un aporte inferior que el consumo privado y próximo a las exportaciones, este componente es relevante para impulsar el crecimiento económico ya que es un gasto destinado a la producción y no un consumo directo como el privado.

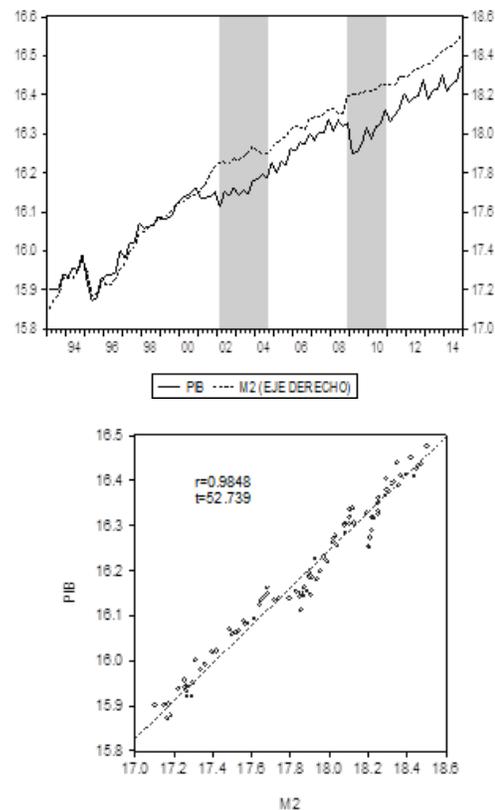
En las siguientes gráficas se observa el comportamiento de las series utilizadas en la especificación con respecto a la relación que tienen con el PIB. Observando la evolución del PIB y la formación bruta de capital fijo (FK) en logaritmos se puede apreciar una tendencia creciente. La FK tiene una mayor volatilidad que el PIB. El coeficiente de correlación entre ambas series es de 0.97.



Fuente: Elaboración propia con base en datos de inegi.

La gráfica 3 muestra que el PIB y el agregado monetario M2 tienen similar tendencia pero existen ciertos periodos (2002-2004 y 2008-2010) en los que el M2 fue contracíclico. El Banco de México efectuó una política expansionista de este agregado ante la caída del PIB. El coeficiente de correlación entre estas dos series es de 0.98.

Gráfica 3
PIB y el Agregado Monetario M2 en Logaritmos

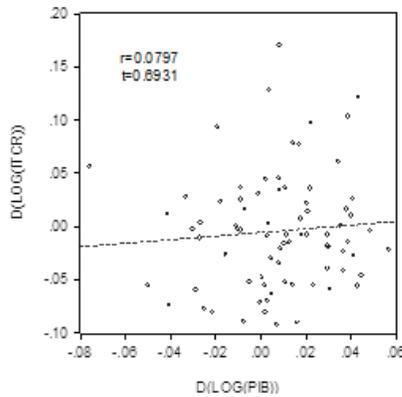
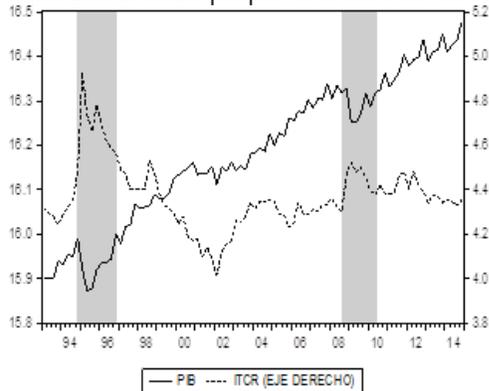


FUENTE: Elaboración propia con base en datos del INEGI y Banco de México.

El índice de tipo de cambio real tuvo un comportamiento más volátil que el PIB, esto se puede observar en la gráfica 4. En los periodos señalados con áreas sombreadas se aprecia una relación inversa entre ambas series, además de ser los periodos de crisis financiera. El gráfico de la derecha muestra una relación positiva entre la variación las dos variables en primera diferencias y acotado al periodo 1995.4-2014.4. Sin embargo el coeficiente de correlación, 0.08, no es significativo.

Gráfica 4

PIB y el Índice de Tipo de Cambio real en Logaritmos
Fuente: Elaboración propia con base en datos del

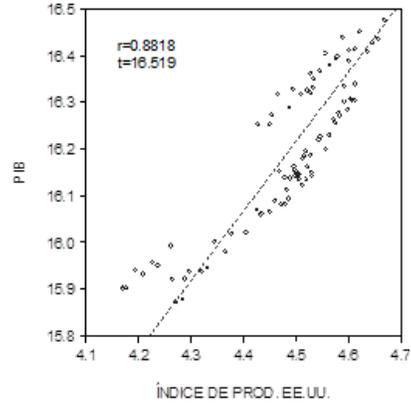
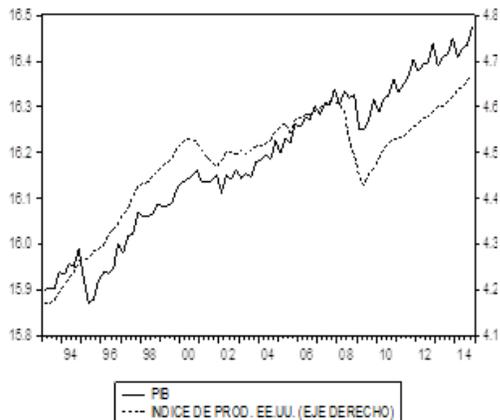


INEGI y Banco de México.

En la gráfica 5 se aprecia que el PIB real mexicano tiene un comportamiento similar al índice de producción de EE.UU. Esto puede explicarse por el Tratado de Libre Comercio (TLC), la vinculación comercial mexicana provoca que los shocks internacionales tengan elevados efectos importantes en la economía. El coeficiente de correlación reportado es de 0.88.

Gráfica 5

PIB Real y el Índice de Producción de EE.UU. en Logaritmos



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INEGI y la FED.

3. ASPECTOS ECONOMETRICOS

La especificación general del modelo VAR irrestricto es la siguiente:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

Donde $X_t = [Y_t, FK_t, Y_t^*, Q_t, M2_t]$ es un vector de 5x1 variables, β_0 es un vector de interceptos de 5x1 términos, y $\{\beta_i, i=1,2,\dots,p\}$ es una matriz de coeficientes de 5x5. Por otro lado, ε_t es un vector de innovaciones 5x1 que viene a estar acorde con los siguientes supuestos: $E(\varepsilon_t) = 0$ y $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Lambda$ para todo t, donde $\Lambda = \{\sigma_{ij}, i,j=1,2,3,4,5\}$ es una matriz diagonal positiva.

Pesaran y Shin (1998), utilizando la especificación de modelo VAR, aproximaron las funciones impulso respuesta de la siguiente forma:

Donde $\mu = (I_5 - A_1)^{-1} \beta_0$. Utilizando la descomposición

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_1^i \varepsilon_{t-i}$$

de Choleski, se ortogonaliza los elementos del vector ε_t de manera que se pueda tener innovaciones no correlacionadas.

Al tener la capacidad de introducir gran cantidad de parámetros para ser estimados, los modelos VAR irrestrictos pueden incurrir en el problema de sobreparametrización. Una alternativa a la estimación de los modelos VAR irrestrictos son los modelos VAR bayesianos. De acuerdo

a Jaramillo (2008) las ventajas de los modelos VAR bayesianos se concentran en que proveen de un método que puede ser evaluado sin la necesidad de correr el modelo, generan proyecciones puntuales además de una distribución completa para los posibles estados de las economías y por último, permiten introducir al modelo variables no observables.

Litterman (1985) formuló la densidad a priori conocida como prior de Minnesota. Siguiendo la notación de Barráez, et al. (2008), sea un modelo VAR de la siguiente forma:

$$y_{i,t} = m_t + \sum_{s=1}^p \sum_{j=1}^k \phi_{i,j}^s y_{j,t-s} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde $\phi_{i,j}^s$ denota para la i-ésima ecuación el coeficiente correspondiente a la j-ésima variable de rezago s. Este coeficiente representa una variable aleatoria con las siguientes características:

$$\phi_{i,j}^s \sim N(\mu_{ij}^s, (\gamma_{ij}^s)^2)$$

Con media:

$$\mu_{ij}^s = \begin{cases} 1, & i = j, \quad s = 1 \\ 0, & \text{caso contrario} \end{cases}$$

Y desviación estándar

$$\gamma_{ij}^s = \begin{cases} \frac{\theta_0}{s\theta_2}, & \text{si } i = j; \\ \frac{\theta_0 \theta_{ij}}{s\theta_2} \left(\frac{\hat{\sigma}_i}{\hat{\sigma}_j} \right), & \text{caso contrario} \end{cases}$$

Con

$$\theta_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{si } i = j; \\ \theta_1 > 0, & \text{caso contrario} \end{cases}$$

La densidad a priori depende de los parámetros θ_0 , θ_1 y θ_2 , son conocidos como hiperparámetros:

| Hiperparámetro | Interpretación | Rango de valores |
|----------------|-----------------------------------------------------------------------|-----------------------|
| θ_0 | La desviación estándar en el primer rezago de la variable dependiente | $0 < \theta_0 \leq 1$ |
| θ_1 | Peso de la variable | $0 < \theta_1 < 1$ |
| θ_2 | Tasa de decaimiento con el número de rezagos | $0 < \theta_2$ |

FUENTE: Barráez, D., Bollívar, W., & Cartaya, V. (2008). Métodos bayesianos para la predicción de variables macroeconómicas en Venezuela. Revista BCV, 22(2), 147-165.

Al tener la muestra de datos y la distribución a priori de los parámetros, se puede obtener una estimación a posteriori de los mismos. Si se expresa al modelo VAR como un modelo lineal restringido: $Y=X\beta+\varepsilon$ con $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_r)$, siendo el estimador de β : $\hat{\beta}=(X'X)^{-1}(X'Y)$. Este modelo está sujeto la restricción que recoge toda la información a priori referente a los parámetros:

$$r=D\beta+v, \text{ con } v \sim N(0, \theta_0^2 I)$$

Donde r es un vector de ceros y uno, haciendo referencia el uno al primer rezago de la variable dependiente. D es la matriz diagonal con entradas correspondientes a θ_1/γ_i^s .

El estimador a posteriori de los coeficientes del modelo de regresión lineal es el siguiente:

$$\hat{\beta} = (X'X + \frac{\sigma^2}{\theta_0^2} D'D)^{-1} (X'Y + \frac{\sigma^2}{\theta_0^2} D'r)$$

El estimador $\hat{\beta}$ combina la información a priori y muestral obteniéndose la representación de la media de la distribución a posteriori.

4. EVALUACIÓN DE RESULTADOS

Para identificar el orden de integración de las variables se realizaron tres pruebas de raíz unitaria: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) a las series en logaritmos y desestacionalizado mediante el método de medias móviles. Los resultados se encuentran en el siguiente cuadro:

| Variable | Especificación de la ecuación | Pruebas de raíz unitaria | | | Conclusiones |
|-----------------|-------------------------------|--------------------------|-------------------|---------------------|--------------|
| | | Prueba ADF | Prueba PP | Prueba KPSS | |
| | | Ho: Raíz unitaria | Ho: Raíz unitaria | Ho: Estacionariedad | |
| Ln(Y) | I y TD | -2.58 | -2.77 | 0.11 | I(1) |
| Ln(Y) | I | -0.47 | -0.48 | 1.17* | I(1) |
| Ln(Y) | sin I y sin TD | 3.57 | 3.48 | N.D. | I(1) |
| Δ Ln(Y) | I y TD | -8.12* | -8.05* | 0.04 | I(0) |
| Δ Ln(Y) | I | -8.17* | -8.11* | 0.04 | I(0) |
| Δ Ln(Y) | sin I y sin TD | -7.26* | -7.24* | N.D. | I(0) |
| Ln(FK) | I y TD | -3.31** | -2.86 | 0.15** | I(1) |
| Ln(FK) | I | -0.83 | -0.83 | 1.12* | I(1) |
| Ln(FK) | sin I y sin TD | 1.85 | 1.87 | N.D. | I(1) |
| Δ Ln(FK) | I y TD | -5.32* | -9.74* | 0.05 | I(0) |
| Δ Ln(FK) | I | -5.36* | -9.79* | 0.06 | I(0) |
| Δ Ln(FK) | sin I y sin TD | -4.45* | -9.48* | N.D. | I(0) |
| Ln(M2) | I y TD | -2.23 | -2.36 | 0.24* | I(1) |
| Ln(M2) | I | -1.16 | -1.12 | 1.19* | I(1) |
| Ln(M2) | sin I y sin TD | 5.70 | 5.30 | N.D. | I(1) |
| Δ Ln(M2) | I y TD | -7.62* | -7.85* | 0.04 | I(0) |
| Δ Ln(M2) | I | -7.96* | -7.89* | 0.11 | I(0) |
| Δ Ln(M2) | sin I y sin TD | -3.70* | -6.23* | N.D. | I(0) |
| Ln(Q) | I y TD | -2.46 | -2.57 | 0.16** | I(1) |
| Ln(Q) | I | -2.43 | -2.55 | 0.18 | I(1) |
| Ln(Q) | sin I y sin TD | -0.02 | -0.008 | N.D. | I(1) |
| Δ Ln(Q) | I y TD | -9.79* | -9.79* | 0.06 | I(0) |
| Δ Ln(Q) | I | -9.85* | -9.85* | 0.05 | I(0) |
| Δ Ln(Q) | sin I y sin TD | -9.90* | -9.91* | N.D. | I(0) |
| Ln(Y*) | I y TD | -2.90 | -2.16 | 0.21** | I(1) |
| Ln(Y*) | I | -2.17 | -2.03 | 0.92* | I(1) |
| Ln(Y*) | sin I y sin TD | 1.83 | 2.20 | N.D. | I(1) |
| Δ Ln(Y*) | I y TD | -5.04* | -5.17* | 0.10 | I(0) |
| Δ Ln(Y*) | I | -4.97* | -5.09* | 0.21 | I(0) |
| Δ Ln(Y*) | sin I y sin TD | -4.52* | -4.71* | N.D. | I(0) |

FUENTE: Elaboración propia en base a datos del Banco de México. El formato corresponde al trabajo de Cuevas (2010) "The Dynamics of Mexican Manufacturing Exports"
NOTA: Los asteriscos determinan el rechazo de la hipótesis nula al 1%(*), al 5%(**) y al 10%(***).

Con las tres pruebas se puede concluir que las series en niveles son I(1) y poseen el mismo orden de integración.

4.1 MODELO VAR IRRESTRICTO

En la estimación del modelo VAR irrestricto se empleó cuatro rezagos de acuerdo al criterio de Akaike y Hannan-Quinn, con constante y tres variables *dummy* que capturan los cambios abruptos en el Y, Q y Y*, respectivamente. Las variables están en logaritmos y fueron diferenciadas una vez, por tanto se trabajó con variables I(0). Las pruebas de correcta especificación recaen sobre los residuos del modelo VAR. El resultado de las pruebas de especificación se muestra a continuación.

$$Max.Eigen=0.973;Urza=11.33 ;LM(5)=27.09(0.35);$$

$$White N.C.=626.17(0.91)$$

Para mostrar que el modelo satisface la condición de estabilidad, se calcularon las raíces inversas del polinomio autorregresivo. Estas raíces tienen un valor absoluto (módulo) menor que 1 y se encuentran dentro del círculo unitario, lo que significa que el modelo en conjunto es estable.

Los resultados de la prueba de normalidad multivariante, mediante el estadístico Jarque-Bera y su valor de probabilidad, indican que los residuos del modelo VAR siguen una distribución normal. El estadístico LM y su correspondiente probabilidad sugieren la ausencia de correlación serial hasta de orden cinco. La prueba de heteroscedasticidad de White indica que la hipótesis nula de homoscedasticidad no puede rechazarse para ningún caso, por lo que los residuos son homoscedásticos.

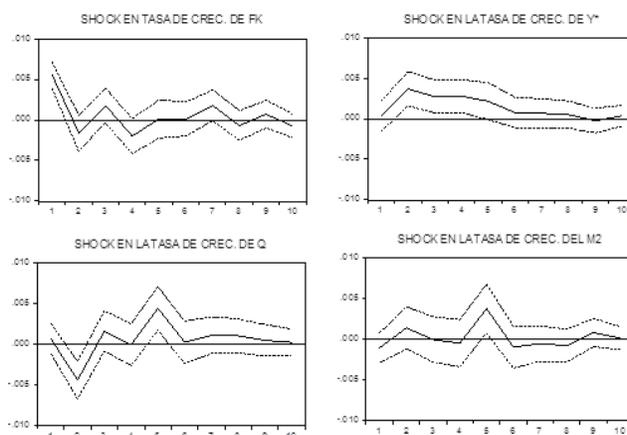
En conclusión, el modelo VAR estimado es adecuado, dado que los residuos están bien comportados y tienen una estructura de rezagos estable.

4.2 FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA

En esta subsección se presentan las funciones impulso-respuesta generalizados de 10 trimestres con un intervalo de confianza del 95%. Cada innovación (o *shock*) debería ser entendida como el incremento de una desviación estándar de la variable en cuestión. La gráfica 6 muestra que la FK tiene un efecto positivo en el crecimiento del PIB de corto plazo. Y* tiene un efecto positivo retardado un periodo que dura tres trimestres. El Q muestra un efecto de curva J, es decir, en el corto plazo Q tiene un

efecto negativo y posteriormente la dinámica muestra un efecto positivo en el crecimiento. M2 tiene un positivo de largo plazo en el quinto trimestre.

GRÁFICA 6
RESPUESTA DINÁMICA DE LA TASA DE CREC. DEL PIB
A UN SHOCK CON INTERVALOS DE CONFIANZA DEL 95%



4.3 DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA

El cuadro 5 reporta las descomposiciones de varianza para cada una de las variables del sistema. El porcentaje que explica la FK a la varianza de la tasa de crecimiento de Y es menor que 10% al igual que el M2, aunque el primero va incrementándose hasta el periodo veinte. Por otro lado, Y* y Q explican más del 20% a la varianza de la tasa de crecimiento del PIB.

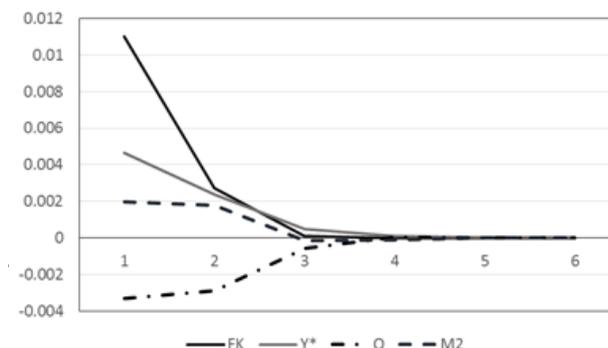
| CUADRO 4 DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DE Yt | | | | | | |
|----------------------------------------------|----------------|--------|------|-------|-------|------|
| Periodo | Desv. Estándar | Yt | FKt | Y*t | Qt | M2t |
| 1 | 0.01 | 100.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 5 | 0.01 | 45.91 | 4.29 | 21.07 | 21.99 | 6.75 |
| 10 | 0.01 | 43.00 | 6.59 | 20.72 | 21.60 | 8.09 |
| 20 | 0.01 | 41.67 | 9.57 | 19.99 | 20.91 | 7.86 |

4.4 MODELO VAR BAYESIANO

Utilizando un modelo VAR bayesiano se puede verificar la robustez de los resultados de las funciones impulso-respuesta del VAR irrestricto. Para la aplicación de esta metodología en la determinación del efecto de los factores de demanda en el crecimiento económico del PIB mexicano se utilizaron las densidades *a priori* de Minnesota. Los resultados se observan en la siguiente gráfica:

Gráfica 8

Respuesta Dinámica de la Tasa de Crecimiento a un Shock



El anterior gráfico muestra que la FK tiene un efecto positivo en el crecimiento económico y en menor medida el índice de producción de EE.UU. (Y^*) y el M2. En cambio el tipo de cambio real tiene solamente un efecto negativo. Los *shocks* tienen poca duración y no se observa efectos en el largo plazo.

CONCLUSIONES

El presente trabajo buscó demostrar que las variables por el lado de la demanda son pertinentes para explicar el crecimiento económico. De acuerdo a una especificación ad hoc estas variables son la formación bruta de capital fijo, el índice de producción de EE.UU., el índice de tipo de cambio real y el agregado monetario M2.

Se comprobó que las variables de demanda tienen efectos de corto plazo en el crecimiento económico del PIB. Los resultados del modelo VAR irrestricto muestran que la formación de bruta capital fijo tiene un efecto positivo de corto plazo en el crecimiento económico, mientras que el PIB de EE.UU. un efecto

rezagado igualmente positivo. El tipo de cambio real tiene una dinámica diferente, inicialmente muestra un efecto negativo de corto plazo y luego uno positivo en un periodo posterior. El M2 presenta un efecto positivo en el quinto periodo.

La estimación del modelo VAR bayesiano afirma los resultados del modelo VAR irrestricto en el corto plazo, afirmando el efecto positivo de la formación bruta de capital fijo en el crecimiento económico. En cambio, el tipo de cambio real presenta un efecto negativo.

Los resultados demuestran que el principal motor del crecimiento económico de la economía mexicana es la formación bruta de capital fijo. Sin embargo, mediante el análisis de contribuciones del PIB, el componente privado de la formación bruta de capital tiene un valor positivo, mientras que el público es negativo. Esto muestra que la inversión privada en México es más eficiente para alcanzar un crecimiento económico que la pública. El un posterior trabajo se indagará sobre el efecto de la inversión pública en el crecimiento económico.

BIBLIOGRAFÍA

- Banco de México (2015), *Estadísticas económicas* <www.banxico.org.mx>
- Barbosa-Filho, N. H. (2000). A note on the theory of demand-led growth. *Contributions to Political Economy*, 19(1), 19-32.
- Barráez, D., Bolívar, W., & Cartaya, V. (2008). Métodos bayesianos para la predicción de variables macroeconómicas en Venezuela. *Revista BCV*, 22(2), 147-165.
- Barro, Robert. (1997). *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, The MIT Press.
- Calderón, C., & Sánchez, I. (2011). Crecimiento económico y política industrial en México. *Problemas del desarrollo*, 43(170), 125-154.
- Cuevas, V. M. (2010). *The dynamics of Mexican manufacturing exports*. CEPAL Review.
- Dutt, A. K., & Ros, J. (2009). Long-run effects of aggregate demand fluctuations. In Preliminary draft. Prepared for a Schwartz Center for Economic Policy Analysis conference on "The Long Term Impacts of Short Term Fluctuations: Theory, Evidence and Policy." Brookings Institution.
- Garcimartín, C. (2007). Crecimiento económico desde un enfoque de demanda. *Principios: estudios de economía política*, (8), 85-94.
- Hernandez, E. (2005). La productividad en México. Origen y distribución, 1960-2002. *Economía*, UNAM, 2.
- Humerez, J. (2014). Determinantes del crecimiento económico en Bolivia: un enfoque de demanda. *Revista de Análisis del BCB*, 20(1), 9-40.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2015). Banco de Información Económica <www.inegi.gob.mx>.
- Kehoe, T. y Ruhl, K. (2011). ¿Por qué las reformas económicas de México no han generado crecimiento?, *El trimestre Económico*, vol. 78, 311, 491-523.
- Litterman, R. B. (1985). Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Federal Reserve Bank of Minneapolis. Working Paper 274*.
- Jaramillo, P. (2008). Estimación de VAR bayesianos para la economía chilena. *Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile)*, (508), 1.
- Loría, E. (2001). La restricción externa y dinámica al crecimiento de México, a través de las propensiones del comercio, 1970-1999. *Estudios económicos*, 227-251.
- Loría, E. (2007). *Econometría con aplicaciones*. Pearson Prentice Hall.
- Loría, E., & Ramírez, J. (2008). Determinantes del crecimiento del producto y del desempleo en México, 1985.1-2008.4. *EconoQuantum*, 5(1), 79-101.
- Loría, E. (2009). Sobre el lento crecimiento económico de México. Una explicación estructural, *Investigación Económica*, vol. 68, 270, 37-68.
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, 58(1), 17-29.
- Romer, Paul (1986). "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Romer, Paul (1990). "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98, S71-S102.
- Sims, C. A., & Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, 949-968.
- Solow, Robert (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.
- Thirlwall, A. P. (1979). The balance of payments constraint as an explanation of the international growth rate differences. *PSL Quarterly Review*, 32(128).