



Universidad Veracruzana

Facultad de Estadística e Informática

Región Xalapa

Especialización en Métodos Estadísticos

Pronóstico del desempleo en México: aplicación de series de tiempo multivariadas

Reporte para obtener el diploma de especialista en métodos estadístico

Presenta:

Darío Alejandro Segovia Hernández

Director:

Eliseo Gabriel Argüelles

Co-director:

Cecilia Cruz López

Agosto de 2021

“Lis de Veracruz: Arte, Ciencia, Luz”



Universidad Veracruzana

Facultad de Estadística e Informática
Región Xalapa

Especialización en Métodos Estadísticos

*Pronóstico del desempleo en México: aplicación de series de tiempo
multivariadas*

Reporte para acreditar la Experiencia recepcional

Presenta:
Darío Alejandro Segovia Hernández

Director:
Eliseo Gabriel Argüelles

Co-Director:
Cecilia Cruz López

El Comité Académico de la Especialización en Métodos Estadísticos y el director de este trabajo recepcional titulado: Pronóstico del desempleo en México: aplicación de series de tiempo multivariadas, autorizan la impresión y la constitución del jurado para la defensa.

Comité académico



Dra. Julia Aurora Montano Rivas
COORDINADOR DE LA
ESPECIALIZACIÓN



Mtro. Carlos Alberto Ochoa Rivera
DIRECTOR DE LA FACULTAD DE
ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA



Dra. Cecilia Cruz López
SECRETARIA Y CO-DIRECTORA DEL
TRABAJO RECEPCIONAL



Mtro. Zoylo Morales Romero
VOCAL



Dr. Eliseo Gabriel Argüelles
PRESIDENTE Y DIRECTOR DEL TRABAJO
RECEPCIONAL

Generación: 2020

Sede: Xalapa

Titulo:

Pronóstico del desempleo en México: aplicación de series de tiempo multivariadas

Autor:

Lic. Darío Alejandro Segovia Hernández

Director y co-director:

Dr. Eliseo Gabriel Argüelles

Dra. Cecilia Cruz López

Tipo de trabajo:

Reporte

X

Trabajo Practico-Educativo

10

Desarrollo

10

Metodología estadística:

A) Diseño:

Muestreo

Experimento

Estudio observacional

X

B) Análisis

Exploratorio

Descriptivo básico

Inferencia básica

Métodos multivariados

Regresión

ANOVA y ANCOVA

Control de calidad

Métodos no paramétricos

Modelos especiales

Técnicas avanzadas

Series de tiempo

[illegible]

Agradecimientos

Al Dr. Eliseo Gabriel Argüelles por las ideas aportadas para la realización de este trabajo y su disposición para apoyarlo.

A la Mtra. Cecilia Cruz López y al Mtro. Zoylo Morales Romero por su disposición de tiempo para revisar y hacer las correcciones necesarias al documento.

A mi compañero y amigo José Manuel Mendoza Rivera, por el apoyo brindado durante todo el programa.

A la Lic. Zayra Carranza Portillo por sus aportes a mi conocimiento en el área de programación.

Índice

I. Introducción.....	7
II. Metodología	8
II.I. Datos.....	8
II.II. Especificación del modelo	9
II.III. Estabilidad dinámica y convergencia.....	14
III. Resultados.....	16
IV. Conclusiones	20
Referencias	22

Resumen

Anticipar la evolución de la tasa de desempleo es de suma relevancia para la conducción de la política económica, ya que permite al gobierno adoptar medidas oportunas para minimizar los efectos sobre la economía. Con tal propósito, la presente investigación realiza un análisis de series de tiempo de la tasa de desempleo trimestral para el periodo 1998T1-2020T4, con el objetivo de evaluar el impacto de eventos actuales sobre los futuros niveles de desempleo. Se estima un modelo econométrico que incluye un índice de flexibilidad laboral numérica, el cual, permite realizar una simulación que reproduce con gran capacidad la evolución de la tasa de desempleo. Los resultados sugieren que, de mantenerse invariables los esquemas de contratación y despido ante los efectos de la crisis COVID-19, los niveles de desempleo se verán incrementados. Además, se demuestra que la evolución de la tasa de desempleo es explicada por la flexibilidad laboral y el efecto histéresis.

Palabras Clave: Desempleo, flexibilidad laboral, series de tiempo, vector de corrección de error.

I. Introducción

Los pronósticos se realizan con la finalidad de orientar las decisiones en diversas áreas. Para pronosticar una variable se debe construir un modelo y estimar sus parámetros usando datos históricos, es decir, logrando una caracterización estadística de los enlaces entre el presente y el pasado. En forma simple se usa el modelo estimado del pronóstico para extrapolar los datos observados (Diebold 2001).

Una de las variables que ha sido objeto de especulación a raíz de los efectos del impacto de la crisis COVID-19 en México ha sido el desempleo, la cual se define como aquella situación en la que uno o varios individuos que forman parte de la población en edad de trabajar y con disposición de hacerlo no tienen una ocupación remunerada; es decir, no desempeñan actividad económica alguna (BANXICO, 2021).

Lo anterior se debe a que los efectos de la crisis se percibieron primordialmente sobre la actividad económica mexicana, afectando un mercado laboral ya debilitado por brechas en materia de acceso y calidad del empleo. La estimación de empleos en riesgo de verse afectado por la pandemia rebasa los 24 millones, lo que representa el 44% del empleo total en México (CEPAL, 2020).

La flexibilidad laboral, como la velocidad con la que los mercados laborales se adaptan a los cambios y fluctuaciones de la economía y la sociedad (OCDE, 1986), ha sido señalada como uno de los factores que agudizaron los efectos de la crisis sobre el mercado laboral. Ya que, como señalan Chiquiar y Ramos-Francia (2010) y Ros (2013), las medidas de flexibilidad laboral implementadas en México han sido insuficientes, debido a que el mercado laboral mexicano presenta diversas restricciones que han derivado en rigidez laboral.

Un mercado laboral flexible permite a los empleadores realizar cambios debido a problemas de oferta y demanda, el ciclo económico y otras condiciones del mercado, mientras, que un mercado que presenta rigidez está sujeto a más reglas y regulaciones, lo cual conlleva a una serie de desajustes económicos (Ibarra y González, 2010). De tal manera que, no es extrañar, que el mercado laboral mexicano no pudiese sobreponerse a la crisis COVID-19.

La lenta recuperación de la economía mexicana ha generado expectativas variadas sobre la evolución de la tasa de desempleo, generando discrepancias sobre la conducción de la política económica y los esquemas laborales derivados de las medidas de contingencia de la crisis COVID-19.

Es así como, esta investigación se centra en las implicaciones macroeconómicas de las medidas de flexibilidad laboral sobre la tasa de desempleo en México. Por tal motivo, se tiene como objetivo determinar el impacto de mantener invariable los esquemas de contratación y despido sobre la tasa de desempleo de México. Se pretende proponer un modelo para el pronóstico de la tasa de desempleo, a partir de la comprensión de la relación existente entre la tasa de desempleo y el índice de flexibilidad laboral numérica a partir de la metodología de Johansen (1998).

II. Metodología

II.I. Datos

Se utilizaron dos series de tiempo con periodicidad trimestral, tomando como periodo de análisis el primer trimestre de 1998 al último trimestre de 2020. Las series de tiempo se obtuvieron de la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y de la Secretaría de Trabajo y Previsión Social (STPS).

Así, se presentan las siguientes variables macroeconómicas en el modelo econométrico:

- *Tasa de desempleo (td)*. Se utiliza la tasa de desempleo de la población urbana de las 32 ciudades con el objetivo de evitar encadenar series y utilizar series homogéneas. Se obtiene la tasa de desempleo con periodicidad trimestral de acuerdo con información obtenida del INEGI presentada en unidades porcentuales con una longitud de la serie de 1998T1-2020T4.
- *Índice de flexibilidad laboral numérica (fl)*. El índice de flexibilidad laboral numérica representa la facilidad de contratación y despido en el sector formal como

la relación de los empleos eventuales respecto al empleo total formal, tal que nos permita conocer cómo ha cambiado la tasa de empleos eventuales en el sector formal¹. Las series se obtienen a partir de la base de datos de la STPS, con una periodicidad de 1998T1-2020T4, así el índice de flexibilidad laboral se obtiene en puntos porcentuales con la misma periodicidad.

El modelo por desarrollar se estima con las variables en logaritmos para reducir escalas, y así obtener las elasticidades de manera directa (figura 1). Se referirá al logaritmo natural de la tasa de desempleo como $\ln(td)$ y al logaritmo natural del índice de flexibilidad numérica como $\ln(fl)$.

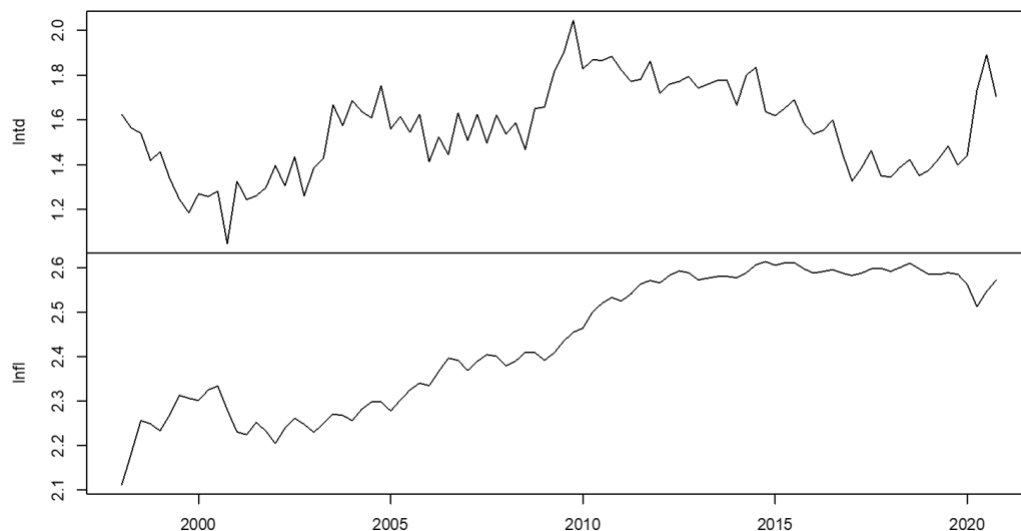


Figura 1. Variables del modelo en logaritmos

II.II. Especificación del modelo

Las series de la figura 1 presentan un componente de tendencia, sin determinar si es estocástica o determinística, lo que nos permite sugerir que las series presentan un orden

1 El empleo eventual se considera como todos aquellos cotizantes del IMSS que trabajan bajo esquemas de contratación definida o temporal y el empleo formal como el total de los cotizantes en el Instituto Mexicano del Seguro Social.

$I(1)$. De tal forma, que las series no presentan consistencia en su media y/o varianza a través del tiempo.

Por lo anterior, cabe la posibilidad de que el proceso generador de información se vea sesgado ante la posibilidad de correlación de errores. Para solucionar este problema, se sugiere una prueba de cointegración, la cual permite encontrar una combinación lineal entre dos o más vectores, tal que, la resultante sea un vector de media cero y varianzas constantes.

La metodología de cointegración fue desarrollada por Engle y Granger (1987), a través de una prueba bivariada, en la que, se plantea que la variable dependiente y_t y la independiente x_t tienen el mismo orden de integración, de tal forma que de la diferencia entre estas exista un vector cointegrante (A) que represente una combinación lineal que genera un vector z_t de orden $I(0)$ a fin de que $z_{t-i} \sim N(0, \sigma^2)$. Así, la cointegración bivariada se representa bajo la siguiente especificación:

$$z_t = x_t - \alpha_0 y_t ; A = \begin{pmatrix} 1 \\ -\alpha_0 \end{pmatrix} \quad (1)$$

La metodología de vectores autorregresivos propuesta por Sims (1980) se basa en un modelo econométrico sustentado como un sistema de ecuaciones dinámico, haciéndola una técnica adecuada para modelar dos o más variables. Sin embargo, al tener series de orden de integración $I(1)$, es necesario estimar un vector de cointegración a partir de la prueba de cointegración multivariada propuesta por Johansen (1998).

En el caso de las series de la tasa de desempleo y el índice de flexibilidad laboral numérica, debido a que todas las series presentan un orden de integración $I(1)$, se aplicó el procedimiento de cointegración de Johansen (1988) a fin de encontrar un vector de cointegración con el modelo de ausencia de intercepción y tendencia². Por lo anterior, se modela un vector de corrección de error que, bajo los criterios de Aikake y Schwartz, se determina un orden óptimo de rezagos $k = 4$. Además, se incluye una variable exógena dicotómica para corregir las atipicidades del modelo, el cual se presenta con la siguiente expresión:

2 Para mas información respecto al procedimiento cointegración Johansen, véase Montenegro (1988; 231-254).

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^n r_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-1} + \emptyset D_t + \varepsilon_{mt} \quad (2)$$

Donde $\pi = BA'$, $\varepsilon_{mt} \sim N(\mu, \sigma^2)$, $\Delta x_t \sim N(0, \sigma^2)$. Reescribiendo en su forma estructural:

$$\Delta x_t = r_1 \Delta x_{t-1} + r_2 \Delta x_{t-2} + r_3 \Delta x_{t-3} + r_4 \Delta x_{t-4} + BA' x_{t-1} + \emptyset D_t + \varepsilon_{mt} \quad (3)$$

Cuya forma estructural primitiva se expresa de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \Delta \ln td_t \\ \Delta \ln fl_t \end{pmatrix} = & \begin{pmatrix} y_{1,11} & y_{1,12} \\ y_{1,21} & y_{1,22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln td_{1t-1} \\ \Delta \ln fl_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} y_{2,11} & y_{2,12} \\ y_{2,21} & y_{2,22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln td_{1t-2} \\ \Delta \ln fl_{2t-2} \end{pmatrix} \\ & + \begin{pmatrix} y_{3,11} & y_{3,12} \\ y_{3,21} & y_{3,22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln td_{1t-3} \\ \Delta \ln fl_{2t-3} \end{pmatrix} \\ & + \begin{pmatrix} y_{4,11} & y_{4,12} \\ y_{4,21} & y_{4,22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \ln td_{1t-4} \\ \Delta \ln fl_{2t-4} \end{pmatrix} \\ & + \begin{pmatrix} -B_1 \\ B_2 \end{pmatrix} (\hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1)' \begin{pmatrix} \ln td_{t-1} \\ \ln fl_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 1,1 \\ 1 & 1,2 \end{pmatrix} D + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (4)$$

De la forma primitiva se obtiene un sistema de matrices, donde las variables endógenas son: el logaritmo de la tasa de desempleo ($\ln td_t$) y el logaritmo del índice de flexibilidad laboral ($\ln fl_t$), y se incluye en el modelo una variable exógena de ajuste (D). No obstante, los parámetros $c, y, \emptyset$ no tiene lectura económica, debido a que son coeficientes de estimación. De tal manera que, el análisis económico se realiza a partir del vector de cointegración definido por $z_{t-i} = A' x_{t-i}$, donde $i = 1, 2, 3, \dots, n$ tal que $z_{t-i} \sim N(0, \sigma^2)$. Por último, el vector de innovaciones conformados por los ε_{mt} , tiene que cumplir con las condiciones de estabilidad en $\varepsilon_{mt} \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Es importante destacar que un modelo de vector de corrección de error se puede entender como un modelo de vector autorregresivo, en diferencia que permite al modelo estabilidad, tal que, incorpora un vector de corrección de error incorporado en π . Ya que $\pi = BA'$, el vector A' tiene la importancia de guardar el efecto de la combinación lineal de las tendencias comunes entre las variables, conocido como el vector cointegrante, que al ser multiplicado por el vector x_{t-1} , se obtiene el vector de cointegración z_{t-i} , es decir, $z_{t-i} = A' x_{t-i}$ donde $i = 1, 2, 3, \dots, n$ y $z_{t-i} \sim N(0, \sigma^2)$.

De esta manera, se puede entender al vector z_{t-i} como el equilibrio a largo plazo de las variables endógenas del modelo, y a B como el vector que expresa la incidencia de cada

variable. Las dimensiones de los vectores A y B son de $M \times m$ y $m \times M$ respectivamente, donde M es el número de vectores de cointegración y m es el número de variables en el sistema.

De acuerdo con Montenegro (2010: 271), el algoritmo de Johansen (1988) se basa en la maximización de una función de verosimilitud concentrada³, con la restricción de $\pi = BA'$ y que π debe cumplir con la condición $0 < [rango(\pi) = M] < m$, donde m representa el número de variables endógenas del modelo. Para una correcta especificación de cointegración, M es el número de relaciones de equilibrio entre las variables.

Dos aspectos del modelo que son necesarios abordar son: el mecanismo de corrección de error como elemento equilibrador y la estabilidad dinámica del sistema. Para ello se utiliza la ecuación de cointegración bivariada y se despejan las variables en diferencia con el uso del operador de rezago L , que para este caso va del 1 al 4. De esta manera, la ecuación se expresa de la siguiente manera:

$$(I - L^1 r_1 - L^2 r_2 - L^3 r_3 - L^4 r_4) = BA' x_{t-1} + \emptyset D_t + \varepsilon_{mt} \quad (5)$$

Si $\Omega = I - L^1 r_1 - L^2 r_2 - L^3 r_3 - L^4 r_4$, entonces:

$$\Omega \Delta x_t = BA' x_{t-1} + \emptyset D_t + \varepsilon_{mt} \quad (6)$$

$$\Delta x_t = \Omega^{-1} (BA' x_{t-1} + \emptyset D_t + \varepsilon_{mt}) \quad (7)$$

$$\Delta x_t = \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} (BA' x_{t-1} + \emptyset D_t + \varepsilon_{mt}) \quad (8)$$

Si u_{mt} son los errores no corregidos con la variable exógena D_t y su parámetro $\emptyset$, entonces $u_{mt} = \emptyset D_t + \varepsilon_{mt}$, tal que, la distribución de $u_{mt} = N(0, \sigma^2)$. Por lo tanto:

$$\Delta x_t = \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} (BA' x_{t-1} + u_{mt}) \quad (9)$$

Ampliando matricialmente la ecuación (6), se obtiene:

3 Para la demostración matemática del algoritmo de Johansen de una manera sintética, véase Montenegro (2010; 270-282).

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln td_t \\ \Delta \ln fl_t \end{pmatrix} = \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \left[\begin{pmatrix} -B_1 \\ B_2 \end{pmatrix} (1 \hat{\alpha})' + \begin{pmatrix} \ln td_{t-1} \\ \ln fl_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \right] \quad (10)$$

Cabe señalar que en la anterior expresión el vector de cointegración esta normalizado sobre $\hat{\alpha}_0$, tal que $A' / \hat{\alpha}_0$. Para obtener el vector de cointegración z_{t-1} se requiere multiplicar el vector cointegrante A' por el vector variable x_{t-1} , tal que $z_{t-1} = A' x_{t-1}$. Por lo tanto:

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln td_t \\ \Delta \ln fl_t \end{pmatrix} = \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \left[\begin{pmatrix} -B_1 \\ B_2 \end{pmatrix} (\ln td_{t-1} + \hat{\alpha} \ln fl_{t-1}) + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \right] \quad (11)$$

Sustituyendo las diferencias y despejando:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \ln td_t \\ \ln fl_t \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \ln td_{t-1} \\ \ln fl_{t-1} \end{pmatrix} \\ = \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \left[\begin{pmatrix} -B_1 \\ B_2 \end{pmatrix} (\ln td_{t-1} + \hat{\alpha} \ln fl_{t-1}) + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \right] \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \ln td_t \\ \ln fl_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \ln td_{t-1} \\ \ln fl_{t-1} \end{pmatrix} \\ &+ \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \left[\begin{pmatrix} -B_1 \\ B_2 \end{pmatrix} (\ln td_{t-1} + \hat{\alpha} \ln fl_{t-1}) + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \right] \end{aligned} \quad (13)$$

Se define al vector cointegrante A' como aquel que mantendrá la relación en el largo plazo con los signos especificados, tal que en el largo plazo $i = n$ de la ecuación en el vector de cointegración z_{t-i} los signos se mantienen para todo el periodo desde $i = 1, 2, 3, \dots, n$, tal que z_{t-i} se despeja sobre $\ln(td_{t-i})$ quedando la relación a largo plazo: $\ln(td_{t-i}) = \hat{\alpha}(\ln(fl_{t-i}))$.

No obstante, de presentarse una desviación en el primer periodo tal que, $\ln td_{t-1} > \hat{\alpha} \ln fl_{t-1}$, es entonces la importancia del vector B como mecanismo de corrección de error, ya que tiene la capacidad de mantener el equilibrio sobre el vector de cointegración dinámicamente y fijar estabilidad en el sistema, por lo que en cualquier caso es necesario que $-1 < B < 0$, ya que el efecto de disminución reducirá $\ln td_{t-1}$ y en la siguiente observación será menor el efecto de retroalimentación del sistema sobre el vector de cointegración, y el proceso continuará hasta que las variables retomen la igualdad. Por lo tanto, B siempre debe de ser negativo para equilibrar el vector de cointegración y $|B| < 1$ para que el sistema tenga estabilidad.

II.III. Estabilidad dinámica y convergencia

En cuanto a la estabilidad del sistema, retomamos la ecuación 8 y multiplicamos

$$\Delta x_t = \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} B A' x_{t-1} + \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} u_t \quad (14)$$

Como tenemos un vector de corrección de error k , todo proceso autorregresivo tiene la propiedad de invertibilidad, tal que, un proceso de vectores autorregresivos se convierte en un proceso vectorial de medias móviles infinito. Para esto, ampliamos el número de vectores de innovaciones en un proceso infinito y obtenemos:

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} B A' x_{t-1} + I u_t + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right) u_{t-1} \\ & + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^2 u_{t-2} + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^3 u_{t-3} + \dots + \\ & + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^n u_{t-n} \end{aligned} \quad (15)$$

Dado que el proceso infinito en el vector de las innovaciones es una sucesión geométrica, se aplica un límite para determinar el valor total de la progresión. Pueden existir dos casos, uno, es que la serie sea convergente y el límite sea igual a una constante:

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \left[I u_t + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right) u_{t-1} + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^2 u_{t-2} \right. \\ \left. + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^3 u_{t-3} + \dots + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^n u_{t-n} \right] \\ = I \left(I - \frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^{-1} u_t = I \Pi^{-1} u_t = \begin{pmatrix} \mu_{u1t} \\ \mu_{u2t} \end{pmatrix} = \mu_{ut} \end{aligned} \quad (16)$$

O bien, que el sistema sea divergente hasta infinito.

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \left[I u_t + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right) u_{t-1} + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^2 u_{t-2} \right. \\ \left. + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^3 u_{t-3} + \dots + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^n u_{t-n} \right] \\ = \infty \end{aligned} \quad (17)$$

Para cumplir con las condiciones de estabilidad dinámica se tiene que garantizar que el $\det(\Omega) \neq 0$ para que la matriz Ω sea regular y se pueda invertir, además, que el polinomio definido por $\det(\Omega)$, donde $\Omega = I - L^1 r_1 - L^2 r_2 - L^3 r_3 - L^4 r_4$, las raíces características reales definidas por L deben ser $\lambda < |1|$, o en los casos que las raíces complejas, el coeficiente

que acompaña a la raíz imaginaria debe ser menor que uno en términos absolutos para que el módulo en la ecuación de Euler sea $\lambda < |1|$. Además, con el objetivo de que los elementos de $\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof}$ sean menores que 1 en términos absolutos, la matriz es convergente y cumple con la condición:

$$I > \left| \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right) \right| > \left| \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^2 \right| > \left| \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^3 \right| > \dots > \left| \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^n \right| \quad (18)$$

$$\text{Donde } \left| \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^n \right| = 0$$

Si no se cumple con estas condiciones el sistema no tendrá estabilidad dinámica. Por lo tanto, una forma de comprobar la convergencia es a través del vector de innovaciones. Para esto, utilizamos el proceso vectorial de medias móviles definido por:

$$Iu_t + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right) u_{t-1} + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^2 u_{t-2} + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^3 u_{t-3} + \dots + \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^n u_{t-n} \quad (19)$$

De tal manera que, para determinar convergencia, se le aplica un choque de una desviación estándar al vector de las innovaciones en uno de sus elementos para el periodo $i = 0$, tal que este lo saque del equilibrio en su media u_{ut} . Siendo u_t un proceso infinito, para que este regrese a su equilibrio, es necesario que se cumpla con la condición de estabilidad, para lo que esta matriz regresará al vector de innovaciones a su equilibrio en el tiempo n , tal que ante el choque en el vector de las innovaciones en $i = 1$, entonces:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left| \sum_{i=0}^t \left(\frac{1}{\det(\Omega)} \Omega^{cof} \right)^i u_{t-i} \right| = \mu_{ut} \quad (20)$$

Por lo anterior, resulta relevante el análisis del impulso-respuesta en la estimación econométrica, ya que nos permite determinar convergencia a través de las condiciones de estabilidad en los parámetros, para así ver la respuesta de las demás variables en las interacciones del sistema, además de, verificar los signos en el vector de cointegración.

III. Resultados

Se procede a determinar el orden de integración de las series a partir de la prueba de Dickey Fuller aumentada, determinando que las series son de orden de integración 1, es decir que, las series no son estacionarias. Los resultados se muestran en la tabla 1.

Tabla 1. Prueba de raíz unitaria ADF		
Variable	T-value	Prob
$\ln(td)$	-2.4032*	0.0410*
$\Delta \ln(td)$	-2.5429*	0.0352*
$\ln(fl)$	-3.2051*	0.09193
$\Delta \ln(fl)$	-3.8262*	0.02112*

Nota: *Rechazo de raíz unitaria

Se procede a realizar cointegración multivariada por el método de Johansen (1988). Se encuentra un vector de cointegración con el modelo sin tendencia ni intercepto para el vector de autocorrelación y el vector de cointegración, obteniendo estadísticos de la traza significativos. Se utilizan los criterios de Aikaike y Schwartz para determinar un óptimo de cuatro rezagos, obteniendo una ecuación doble logarítmica en el vector de cointegración que se despeja para obtener el siguiente modelo:

$$\ln(td_t) = 1.4079 \ln(fl_t) + e_t \quad (21)$$

El modelo cumple las pruebas de especificación, y tiene un sentido económico debido a que el vector de cointegración se define como una ecuación de largo plazo. Además, el mecanismo de cointegración de error funciona como el elemento equilibrador en el vector de cointegración.

Los resultados muestran que, al expresar la ecuación a largo plazo en logaritmos, el vector de cointegración muestra en sus coeficientes las elasticidades que determinen la sensibilidad entre variables. La elasticidad de la flexibilidad laboral al desempleo estima, que ante un crecimiento del índice de flexibilidad laboral numérica en 1%, la tasa de desempleo crece 1.4079 puntos porcentuales.

Debido a lo antes expuesto, la elasticidad significativamente alta ratifica la resolución de Loria, Ramírez y Salas (2015), quienes mostraron que, a partir de contratos temporales en la economía, se ha aumentado considerablemente la tasa de desempleo. De tal manera que, las medidas de flexibilidad laboral implementadas en México han tenido efectos contraproducentes sobre el desempleo.

Por su parte, el mecanismo de corrección de error precisa ser un mecanismo equilibrador a desviaciones en el vector de cointegración. No obstante, dado que el mecanismo de corrección de error presenta un valor bajo, el ajuste de recuperación del equilibrio es pausado.

Se corroboran los signos del vector de cointegración a través de un análisis impulso-respuesta, en el que se confirma los signos del vector de cointegración y se obtiene evidencia de los efectos más relevantes del sistema. En primer lugar, se puede apreciar que la variable tasa de desempleo se explica a si misma (figura 2), lo cual se debe a un efecto de histéresis económica. En segundo lugar, se aprecia que, ante un choque del índice de flexibilidad laboral numérica, la tasa de desempleo aumenta (figura 3).

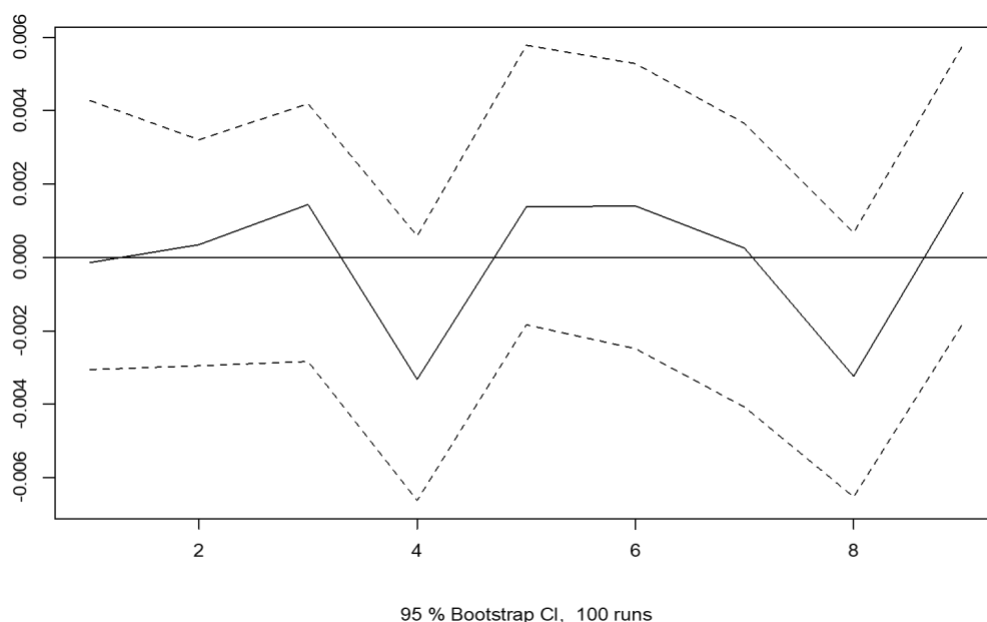


Figura 2. Respuesta de $\ln(td)$ a $\ln(td)$

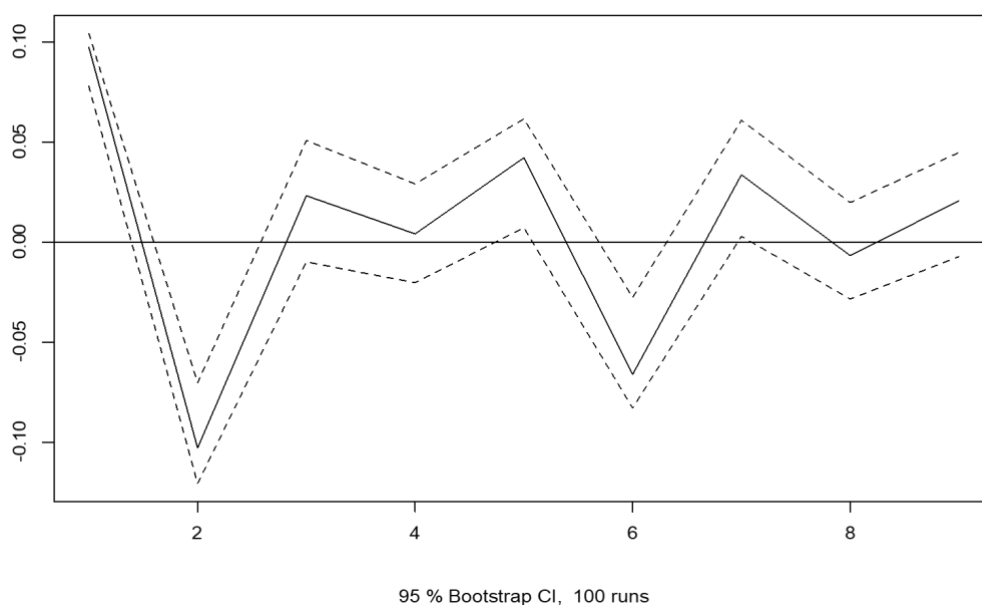


Figura 3. Respuesta de ln (td) a ln (fl)

De lo anterior, se infiere que las medidas de flexibilidad laboral implementadas en México han funcionado como una barrera para la incorporación de nuevos elementos al mercado laboral, promoviendo una condición de desempleo que se ve acentuada ante el crecimiento de la población económicamente activa.

La descomposición de varianza de Cholesky (tablas 2 y 3) corrobora que la variable desempleo es explicada por sí misma y por la variable flexibilidad laboral. Por otro lado, la variable flexibilidad laboral solo se explica a través de la variable desempleo, siendo un aspecto relevante el hecho de que no se explique a sí misma.

Tabla 2. Descomposición para td		
Periodo	td	fl
1	1.0000	0.0000
5	0.8711	0.1288
10	0.7654	0.2345
15	0.7248	0.2751
20	0.7091	0.2908
25	0.6999	0.3000
30	0.6952	0.3047

Tabla 3. Descomposición para fl		
Periodo	td	fl
1	0.0014	0.9985
5	0.0408	0.9591
10	0.0941	0.905
15	0.1166	0.8833
20	0.1446	0.8553
25	0.1499	0.8500
30	0.1581	0.8418

Para complementar el análisis se realiza la prueba de causalidad de Granger, la cual nos permite determinar si una serie temporal puede predecir a otra. Los resultados mostraron que las presentan causalidad entre si (tabla 4). Recordemos que la causalidad de Granger no debería entenderse como una situación determinística de causa-efecto, sino más bien como un precedente (Kirchgässner & Wolters, 2007).

Tabla 4. Prueba de causalidad de Granger				
Variable dependiente	Variable causal	Chi-sq	df	Prob
Δtd	Δfl	24.2119	4	0.0000*
Δfl	Δtd	39.1129	4	0.0000*

Nota: *Aceptación de causalidad en el sentido de Granger.

Las pruebas confirman que el modelo de corrección de errores vectoriales de orden 4 es robusto, de tal manera que, es capaz de reproducir la evolución histórica de las series temporales. Se estima la tasa de desempleo para 5 años en adelante, los resultados se muestran en la figura 4.

Se observa que los datos pronosticados de la tasa de desempleo siguen el patrón de los datos trimestrales, por lo que, el crecimiento de esta mantendrá una tendencia positiva. Se estima que la tasa de desempleo trimestral se incrementara en 2 puntos porcentuales al corto plazo, situándose sobre una tasa del 4%. Lo anterior sugiere que, de mantenerse invariables los esquemas de contratación y despido, los niveles de desempleo se verán acrecentados en el largo plazo.

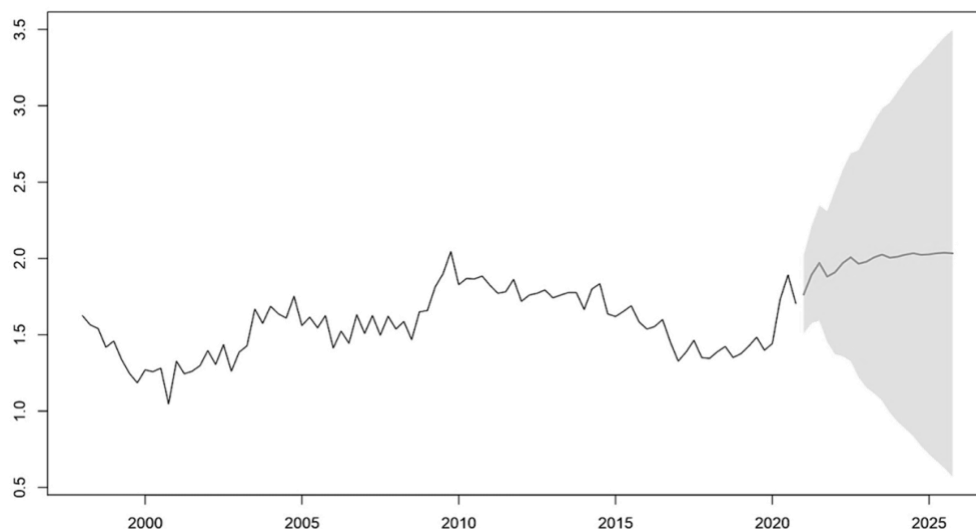


Figura 4. Estimación del crecimiento de la tasa de desempleo

IV. Conclusiones

En la presente investigación, se analizó la relación de la flexibilidad laboral con la tasa de desempleo para México en el periodo 1998T1-2020T4, con la finalidad de buscar evidencia empírica a favor de la hipótesis de que los esquemas de contratación y despido tienen una relación de causalidad con los niveles de desempleo.

Se estimó un modelo de vectores de corrección de error de orden 4 que incorpora la tasa de desempleo y un índice de flexibilidad laboral numérica que representa la facilidad de contratación y despido a partir de los contratos temporales. Se prueba que ante un crecimiento del índice de flexibilidad laboral numérica en 1%, la tasa de desempleo crece 1.4079 puntos porcentuales.

El análisis impulso-respuesta y la prueba de causalidad de Granger señalan un efecto contraproducente de las medidas de flexibilidad laboral sobre los niveles de desempleo, corroborando los resultados de Loria, Ramírez y Salas (2015), quienes señalan que la flexibilidad laboral numérica ha actuado como un mecanismo ahorrador de mano de obra que acompañado de tasas de crecimiento económico moderadas, ha promovido un entorno de austeridad en la generación de empleos formales que ha actuado como contención para la inserción de nueva fuerza laboral en el mercado formal de trabajo y esta se convierte en un remanente acumulativo que ha engrosado la tasa de desempleo en México.

Por lo tanto, la relación observada explicaría los niveles de desempleo registrados en la crisis COVID-19 como una marcada rigidez laboral en el ajuste de personal, debido a que el crecimiento de los contratos eventuales es menor que el de población activa. Este escenario es coherente con economías que se distinguen por bajos niveles de productividad y competitividad, debido a la insuficiente inversión pública y privada, al retraso tecnológico, a una excesiva regulación burocrática y a un severo déficit de infraestructura (Tapia, 2009).

El pronóstico de la tasa de desempleo sugiere que, si bien el país ha tomado algunas medidas para contener el impacto de la pandemia en el mercado laboral, de mantenerse invariables los esquemas de contratación y despido, los niveles de desempleo seguirán una tendencia positiva.

Referencias

- BANXICO. (2021). Glosario. Recuperado de http://educa.banxico.org.mx/recursos_banxico_educa/glosario.html
- CEPAL (2020), Enfrentar los efectos cada vez mayores del COVID-19 para una reactivación con igualdad: nuevas proyecciones, Santiago, julio 2020.
- Chiquiar, D. & Ramos-Francia, M. (2009). Competitividad y crecimiento de la economía mexicana. Banco de México: Documentos de Investigación No. 11.
- Diebold, F. & Kilian, L. (2001). Unit root tests are useful for selecting forecasting model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18, 265–273.
- Engle, R. & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Ibarra, M & González, L. (2010). La flexibilidad laboral como estrategia de competitividad y sus efectos sobre la economía, la empresa y el mercado de trabajo. *Revista UNAM: Contaduría y Administración*, 231.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), 231-254.
- Kirchgässner G. & Wolters J. (2007). *Granger Causality. In: Introduction to Modern Time Series Analysis*. Berlin, Alemania: Springer.
- Loría, E., Ramírez, E., & Salas, E. (2015). La Ley de Okun y la flexibilidad laboral en México: un análisis de cointegración, 1997Q3-2014Q1. *Contaduría y administración*, 60(3), 631-650.
- Montenegro A. (2010). Análisis de series de tiempo. Bogotá, Colombia: Universidad Javeriana.
- OCDE (1986). Labour market flexibility. A report by a high-level group of experts to the Secretary General. Paris, May

Ros, J. (2013). *Algunas tesis equivocadas sobre el estancamiento económico de México*. 1.a ed. México: UNAM-Colegio de México

Tapia, E. (2009). *La Ley de Okun: un enfoque regional para México, 1987-2006*. México: UNAM, Facultad de Economía.

“Lis de Veracruz: Arte, Ciencia, Luz”

www.uv.mx

