



**UNIVERSIDAD DE MONTERREY  
VICERRECTORÍA DE EDUCACIÓN MEDIA SUPERIOR  
DIVISIÓN DE NEGOCIOS**

Econometría II

Proyecto Final :

*La participación femenina en la fuerza laboral y su relación con el crecimiento económico en  
Estados Unidos y Japón*

**Profesora:**

Dr. Rosa María Morales Valera

**Alumnas:**

Fresia Milipza Pérez Garza 552805

Luz Paulina Reyes Acevedo 558872

Aline Rivera Mata 552977

San Pedro Garza García, Nuevo León a 25 de noviembre de 2021

Damos nuestra palabra de que hemos realizado esta actividad con integridad académica.

## Introducción

Históricamente los economistas han estudiado el desarrollo y crecimiento económico de los países, evaluando la cantidad y calidad del capital humano así como otros factores. En épocas recientes, se ha ahondado específicamente en la población femenina y el impacto que tiene en los resultados económicos de un país. La OCDE (2012) asevera que un aumento en la tasa de ocupación de las mujeres genera un crecimiento de las economías. Se podría esperar movimientos globales que incentiven la inserción laboral de las mujeres; sin embargo, en ciertas regiones las disparidades de género en el mercado laboral cuestan hasta el 27% del PIB per cápita (Elborgh-Woytek et al, 2013).

Al ser parte del mercado laboral, las mujeres obtienen un ingreso que les permite a ellas y a sus familias aumentar su consumo. Así, retribuyen a la producción del país no solo en materia de trabajador, sino también como consumidor. Verick (2014) señala que la participación de las mujeres tiende a incrementar el desarrollo económico, pero la relación no siempre es consistente y varía entre países. Factores sociales, la educación y el crecimiento económico son de los principales en motivar o desalentar la participación de las mujeres en el mercado laboral.

Resulta relevante analizar el comportamiento de la tasa de participación femenina en el mercado laboral así como el desempeño económico de un país. De tal forma que la pregunta que persigue esta investigación es: ¿qué efecto tiene la participación femenina en la fuerza laboral en la productividad de un país?. El objetivo es determinar si un aumento de la participación femenina en la fuerza laboral incrementa el crecimiento económico, y bajo qué condiciones sucede esto, mediante el uso de datos panel y un modelo VAR.

El trabajo se centrará en países desarrollados, específicamente Estados Unidos y Japón, tomando como muestra la tasa de participación femenina y el Producto Interno Bruto en dólares constantes del 2015, desde 1961 hasta 2020; ambas variables obtenidas del Banco Mundial. La selección de países se realizó por medio de un método de descarte, puesto que al ser países desarrollados con, supuesta, igualdad en acceso a educación, salud y alimentos, se presume que las poblaciones cuentan con posibilidades similares para ser parte de la fuerza laboral. Asimismo, al ser países con un importante papel en el comercio internacional, es cautivante un análisis sobre el papel de su población en el desarrollo económico.

Este trabajo cuenta con una revisión de literatura, donde se exploran datos y descubrimientos previos, seguido de la metodología empleada en el análisis presentado. A continuación, se explica a profundidad el modelo econométrico obtenido del estudio de los datos, así como las herramientas estadísticas complementarias del mismo, tales como el Test de Causalidad de Granger y las funciones de impulso-respuesta; seguido de los resultados y de las conclusiones a las que se llegó a partir de las variables en uso.

## Revisión de literatura

Greulich (2009) establece que existen dos posturas sobre la participación femenina en el mercado laboral y el crecimiento económico: la modernización neoclásica, donde el crecimiento económico tiene un impacto meramente positivo en el crecimiento de la participación femenina en el mercado laboral; y la hipótesis de feminización “U”, en donde se sugiere un impacto convexo en el que el crecimiento económico primero disminuye la participación de las mujeres y después lo aumenta al largo plazo. Esta última, según Greulich (2009) asume que los países deben incentivar la participación femenina en el mercado laboral para lograr aumentar el potencial económico de un país a largo plazo. Además, comparte que las políticas que promueven el crecimiento no necesariamente motivan a la participación femenina, sino que se debe abogar por políticas que empoderen el estatus de las mujeres en el mercado laboral.

Continuando con la feminización “U”, Lechman (2014) señala que esta hipótesis muestra que el desarrollo económico y la fuerza laboral femenina están mutuamente condicionados, y que la regularidad se atribuye a las transformaciones estructurales de los países. La sección que disminuye de la curva con forma de “U” explica los cambios de economía de subsistencia a la economía industrial, donde se demandaba más fuerza laboral masculina. Sugiere, asimismo, el intercambio entre el crecimiento económico y el acceso igualitario de las mujeres al mercado laboral en las primeras etapas de desarrollo. A pesar de esto, este intercambio desaparece parcialmente conforme el desarrollo nacional llega a la siguiente etapa, de un sector industrial a uno de servicios. La fase post-industrial está inequívocamente asociada con un incremento en la fuerza laboral femenina. El nivel de esta no solo está ligada al crecimiento económico, sino que está preconditionada por factores legales, culturales, sociales, entre otros; y, la complejidad de ellos afectan a la relación entre la fuerza laboral femenina y el crecimiento económico.

La participación laboral femenina es un importante impulsor del crecimiento y del desarrollo, así como un resultado de estos (Verick, 2014). La relación entre la fuerza laboral femenina y el desarrollo es compleja, ya que refleja los cambios en la actividad económica, educación, tasas de fertilidad, normas societales, etc. En consecuencia, la participación femenina varía entre países, pero la oferta de trabajo por parte de mujeres sigue siendo un impulsor y un resultado directo del desarrollo de un país. Entre más mujeres entran a la fuerza laboral, las economías pueden crecer rápido en respuesta a una mayor importación al trabajo. Paralelamente, conforme los países se desarrollan, las capacidades de las mujeres mejoran y los limitantes sociales se vuelven débiles, permitiendo que las mujeres se desarrollen en actividades externas al hogar. Verick (2014) incluye distintas razones por las cuales las mujeres pueden unirse a la fuerza laboral, tal como la pobreza o por altos niveles de escolaridad a la par de oportunidades de trabajo disponibles en las economías modernas.

Ahora bien, en Japón el empleo de las mujeres se ha visto retenido por un número de factores, como la falta de servicios de cuidados de los hijos en zonas urbanas (OECD, 2017). Remover los obstáculos que limitan que las mujeres accedan al mercado laboral es crucial para mitigar el impacto económico que tienen las tendencias demográficas de la isla asiática. La prosperidad económica japonesa depende en gran medida del manejo adecuado de la población y de la participación de esta en el mundo laboral. Japón ha experimentado escasez de trabajo, por lo que era imperativo que las mujeres participen y se consiga así mantener los niveles de ingreso per cápita que posee actualmente. Así pues, como comparte Council on Foreign Relations (2020), Japón adoptó como pilar principal en su estrategia de crecimiento “*womenomics*”, reconociendo el poder económico de la participación de las mujeres para mitigar los problemas demográficos. De tal forma que se ha incrementado la participación laboral femenina, con lo que se planea mover el PIB de un 13 a un 15%.

Por otro lado, en Estados Unidos, Jacobs et al (2019) ilustran que cuando las mujeres se unen a la fuerza laboral las economías tienden a crecer más. Específicamente en Estados Unidos las tasas de participación femenina no han sido rectas, en cambio ha estado marcado por roles familiares, discriminación, una economía y tecnología cambiante, así como sus decisiones personales. Del mismo modo, Bovino et al (2017) exponen el esfuerzo dual prolongado del incremento en la entrada y retención de más mujeres en la fuerza laboral norteamericana en profesiones tradicionalmente masculinas representa una oportunidad sustancial de crecimiento para la economía del país. Esta, se presume de alrededor de 5%-10% adicional al PIB en sólo unas décadas.

El estímulo en la productividad generado por la inclusión de más mujeres en la fuerza laboral es necesario para incrementar el crecimiento económico, mismo que ha decrecido en los últimos años. Además, Bovino et al (2017) ofrecen aspectos no cuantificables que se verán mejorados con la inserción laboral de las mujeres, como el aumento en la inversión en la educación de los hijos que, a su vez, provoca que los jóvenes puedan otorgar mayores beneficios a la sociedad y a la economía.

Shimada et al (1985) postulan que la tasa agregada de participación laboral femenina en Japón presentó una tendencia secular en declive posteriormente a la Segunda Guerra Mundial. La participación de las trabajadoras pagadas exhibe una tendencia positiva, comparable con la de Estados Unidos y países europeos. Además, para el 2016 la tasa de participación femenina era mayor en Japón que en Estados Unidos (66% en el país asiático y 64% en el norteamericano). Shambaugh et. al (2017), sin embargo, argumentan que los resultados obtenidos por las mujeres japonesas en el mercado laboral son usualmente menos favorables que los de las mujeres estadounidenses, a pesar de que la fuerza laboral femenina es mayor en Japón. La mayoría de las mujeres japonesas trabajan medio tiempo o trabajos no regulares,

por lo que los hacedores de políticas deben tener los objetivos de incrementar la participación femenina así como la calidad del trabajo disponible.

Shambaugh et al (2017) concluye que Japón ha conseguido incrementar la participación en la fuerza laboral de grupos discriminados, entre ellos las mujeres, lo que ha traído consigo impactos positivos en la economía y en los estándares de vida de la nación. En Estados Unidos se debe de enfrentar ciertos obstáculos para alzar los estándares de vida en el país, una economía y un crecimiento en la fuerza laboral débil impide que las familias puedan salir adelante. Una participación en detrimento de las mujeres estadounidenses es una amenaza a la seguridad económica de las mujeres y al progreso económico general.

## Metodología

Dada la naturaleza de este estudio, se recuperaron datos para dos países desarrollados: Japón y Estados Unidos, compilando así un total de 120 observaciones de las variables *fempart*, *year* y *pib*, 60 para cada país. En primer lugar, *fempart* se refiere a la tasa de participación femenina en la fuerza laboral en %, donde se incluye a toda la PEA a partir de 15 años. Por otro lado, *year* es la variable de tiempo del modelo, pues se abordan años a partir de 1961 hasta 2020. Mientras que *pib* se refiere al Producto Interno Bruto en dólares constantes de 2015. Los gráficos correspondientes a las series de tiempo se muestran en el Anexo #1. Todas las variables anteriores fueron recuperadas de los World Development Indicators publicados por The World Bank Group (2021). Tomando en cuenta lo anterior, los datos se utilizaron como panel, pues se combina una dimensión temporal con una transversal. Por lo tanto, se añadió una variable dummy al modelo, *ID*, la cual indica si los datos son de Japón (*ID*=1) o Estados Unidos (*ID*=0). La estadística descriptiva de los datos se muestra en el Anexo #2.

Previo a la definición del modelo econométrico se utilizará la metodología Box-Jenkins, que analiza varios tipos diferentes de datos de series temporales, especialmente en búsqueda de estacionariedad; para la construcción de modelos autorregresivos como los VAR. Según Asteriou y Hall (2007) una serie es estacionaria cuando la media es constante, tiene una varianza finita que no varía a través del tiempo y tiene un correlograma que disminuye a medida que la longitud de los rezagos incrementa. Es conveniente que las series sean estacionarias porque el uso de datos no estacionarios puede provocar resultados espurios y por ende, alterar los resultados e inferencias. El primer paso de esta metodología es obtener los autocorrelogramas (ACF) y autocorrelogramas parciales (PACF) de las variables, para revisar si existe o no estacionariedad. Para este caso, los gráficos correspondientes se muestran en el Anexo #3, y se observa que *fempart* ni *pib* son variables estacionarias, pues en el autocorrelograma para ambos países y variables se observa una ligera caída; y en los autocorrelogramas parciales se muestra un disparo en el rezago 1, que indica que los datos

siguen un proceso autorregresivo. Además, lo anterior se comprueba realizando un test de raíz unitaria de Levin-Lin-Chu (LLC), que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de la existencia de una raíz unitaria común, frente a la alternativa ( $H_1$ ) de estacionariedad en varianza para todas las unidades y se basa en el test de Dickey-Fuller aumentado. Los resultados se muestran en el Anexo #4 y a grandes rasgos denotan que para *pib*, no se puede rechazar la hipótesis nula y por ende, los datos siguen un proceso de random walk por la presencia de raíz unitaria. Esto va en línea con la teoría, pues al observar la serie de tiempo de *pib*, ambos países muestran una tendencia positiva y teóricamente una serie de tiempo con tendencia tampoco puede ser estacionaria, porque su media cambia a través del tiempo. Si bien el test rechaza la  $H_0$ , los datos para *fempart* muestran una tendencia positiva (USA) y una tendencia positiva cíclica (Japón); por lo que se deduce que *fempart* no es estacionaria. Pues es importante resaltar que los estadísticos de pruebas como la de Dickey-Fuller (que es la base del test de LLC) no están asintóticamente sesgados para no rechazar la hipótesis nula y que la potencia de las pruebas de raíz unitaria disminuye a medida que se agregan términos deterministas como las tendencias. Además, al aumentar el número de rezagos para la prueba, no se puede rechazar la  $H_0$ , pues el valor p es mayor a 0.05 con valores de 0.13 y 0.11 para las variables. Por lo tanto, se procede a suavizar las variables generando logaritmos de las mismas, los cuales se denominaron *lnfempart* y *ln\_pib*. Posteriormente, se obtienen las diferencias de las variables logarítmicas (*diflnfempart* y *difln\_pib*); se obtienen también los gráficos del ACF y el PACF, así como el test de LLC (Ver Anexos #5 y #6). No obstante, para esta serie se observó una peculiaridad: las variables en su primera diferencia seguían sin ser estacionarias, pues ocurrió lo mismo que para *lnfempart*, dado que los gráficos denotaban no estacionariedad y el test de LLC aumentado también, a pesar de que el test LLC regular denotara estacionariedad. Esto puede ocasionarse por distintas razones, puede ser parte de la naturaleza de los datos o simplemente debido a la falta de observaciones.

Sin embargo, si las variables no eran estacionarias no se podía continuar con la estimación del modelo. Por lo tanto, para detectar cuántas diferencias eran necesarias para que las variables fueran estacionarias se procedió a realizar el test de *varsoc* proporcionado por Stata, utilizado para obtener el orden de los rezagos para series de vectores autorregresivos de orden 1 (modelos VAR). Los resultados del *varsoc* ayudaron a determinar que se necesitaba diferenciar ambas variables dos veces (ver Anexo #7), por lo que se procedió a generar las segundas diferencias de las variables (*dif2lnfempart* y *dif2lnpib*). Siguiendo con la metodología de Box-Jenkins, se realizó nuevamente el test de raíz unitaria y se obtuvieron los gráficos de ACF y PACF. Los resultados de lo anterior son mostrados en los Anexos #8 y #9, denotando claramente que las variables *dif2lnfempart* y *dif2lnpib* sí son

estacionarias. Pues aunque existen algunos datos atípicos especialmente en el primer rezago, la serie parece tener una varianza constante conforme se aumentan los rezagos, dado que la mayoría de los datos se encuentran dentro del área gris y hay menor variabilidad. Asimismo, los datos ahora giran alrededor de cero, sugiriendo una media constante cero, pues aumentando el número de rezagos se acercan los datos se acerca cada vez más a cero. Además, el test de LLC muestra un valor p menor al 0.05, con 0.0000, lo que lleva a rechazar la hipótesis nula, y por ende, afirmar que la variable sigue un proceso estacionario.

### Modelo econométrico

Como se mencionó anteriormente, este estudio busca determinar la relación entre *fempart* y *pib* para Japón y Estados Unidos. Dado lo establecido en la revisión de la literatura, sobre la existencia de una relación bidireccional entre las variables, se determinó que un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) sería el adecuado para este trabajo. Este tipo de modelos se utilizan para series de tiempo multivariadas, donde se relaciona cada variable en una función lineal de los rezagos de sí misma y de las otras variables incluidas en el modelo (The Pennsylvania State University, 2021). Además, en este tipo de modelo todas las variables son tratadas de manera simétrica; es decir, que todas se influyen mutuamente de la misma forma. Por lo tanto, todas las variables se consideran endógenas en el modelo (Hyndman and Athanasopoulos, 2014). Según lo establecido por Asteriou y Hall (2007), el modelo VAR de 2 dimensiones para *dif2lnfempart* y *dif2lnpib* puede ser escrito de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} dif2lnfempart_{i,t} &= a_{10} + a_{11}dif2lnfempart_{i,t-1} + a_{12}dif2lnpib_{i,t-1} + e_{i,t} \\ dif2lnpib_{i,t} &= a_{20} + a_{21}dif2lnfempart_{i,t-1} + a_{22}dif2lnpib_{i,t-1} + e_{i,2t} \end{aligned}$$

Donde los términos de error  $e$ , están compuestos por los términos de shock, distribuidos normalmente y no correlacionados entre sí ( $\mu_{fempartpib}$  y  $\mu_{pibfempart}$ ). También, donde  $i$  representa la variable dummy del modelo, la cual indica el país y puede adquirir un valor de 0 y 1. No obstante, dado que la serie modelada no era estacionaria, se tuvieron que suavizar las variables con el apoyo del *varsoc*, que determina el número de rezagos necesarios para un modelo óptimo con base en los criterios Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC); como se observó en la sección anterior. Se utilizarán las variables en segundas diferencias sin lags determinados, puesto que ya se realizó la diferenciación. Por lo tanto, se trabajará con un modelo VAR diferenciado. Además, dado que se está trabajando con datos panel, el modelo VAR a utilizar es especial para datos panel. El comando en Stata para la estimación de un modelo VAR con datos panel (*pvar*) que fue creado por Abrigo & Love (2016) y estima un modelo VAR en el marco del Método Generalizado de Momentos (GMM). Por lo tanto, un modelo VAR de datos panel se escribe:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \Theta(L)y_{i,t} + f_i + d_{c,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde  $\alpha_i$  es un vector de términos constantes para cada variable endógena,  $y_{i,t}$  es un vector de las variables endógenas (*dif2lnfempart* y *dif2lnpib*) para cada país  $i$  en el tiempo  $t$ , y  $\Theta(L)$  es el operador de los rezagos. Mientras que  $f_i$  denota los efectos fijos (pero estos se eliminan por la diferenciación de variable) y  $\varepsilon_{i,t}$  representa los shocks distribuidos independiente e idénticamente distribuidos para todo  $i$  y  $t$ . Por ende, un modelo VAR para datos panel es una combinación de una ecuación dinámica de modelo panel y un modelo VAR. El planteamiento del modelo panel VAR está basado en lo mencionado por Sigmund et al. (2017) y Čeh Časni et al. (2016). Para un modelo VAR panel, las ecuaciones resultantes del modelo se escribirán de la manera siguiente:

$$dif2lnfempart_{i,t} = \alpha_i + b * dif2lnfempart_{i,t-1} + c * dif2lnpib_{i,t-1} + e_{i,t}$$

$$dif2lnpib_{i,t} = \alpha_i + b * dif2lnfempart_{i,t-1} + c * dif2lnpib_{i,t-1} + e_{i,2t}$$

Donde  $b$  y  $c$  serán los coeficientes estimados para cada caso, pues la técnica de estimación del VAR panel elimina los efectos fijos del modelo. Posterior a la estimación del modelo se realizará el Test de Causalidad de Granger, el cual determina la causalidad entre variables en modelos VAR. Montero (2013) define a la causalidad como cuando una variable rezagada está correlacionada con valores futuros de otra variable. Finalmente, el hecho de que los términos de error del modelo dependan de dos compuestos de shocks hace necesario analizar la influencia de dichos errores en el modelo estimado, a través de dos métodos: la función impulso-respuesta y el análisis de descomposición de la varianza; pues son técnicas que permiten analizar las interacciones dinámicas presentes en el modelo. Por una parte, la función de impulso-respuesta muestra el efecto de un cambio (shock) en una de las variables endógenas sobre las demás variables del modelo VAR. Mientras que la descomposición de la varianza obtiene componentes que aíslan el porcentaje de variabilidad de cada variable que puede ser explicado por las perturbaciones (Novales, 2017).

## Resultados

Los resultados del modelo panel VAR se muestran en la imagen siguiente. Es importante remarcar que al final el modelo se estimó con un total de 112 observaciones, pues algunas de las observaciones originales se perdieron en el proceso de suavización. Además, no se hizo la especificación de los rezagos en el modelo, debido a que se utilizaron las variables en sus segundas diferencias. En general, el modelo puede ser escrito de la siguiente manera:

$$dif2lnfempart_{i,t} = \alpha_i - 0.3052709 * dif2lnfempart_{i,t-1} + 0.0956381 dif2lnpib_{i,t-1} + e_{i,t}$$

$$dif2lnpib_{i,t} = \alpha_i - 0.595496 dif2lnfempart_{i,t-1} - 0.2499455 dif2lnpib_{i,t-1} + e_{i,t}$$



Donde  $\alpha_i$  es un vector de constantes que no aparecen en los resultados del modelo, dada naturaleza del modelo panel VAR y la técnica de estimación utilizada (método GMM), que bien puede ser omitido de la ecuación. En general, se muestra que para la primera ecuación, ambas variables son significativas para explicar los valores rezagados de *fempart*. La primera diferencia de *dif2lnfempart* es significativa al 10%, debido a que su valor-p es igual a 0.051. Mientras que la primera diferencia de *dif2lnpib* es significativa al 5% con un valor-p igual a 0.014. La relación de esta primera ecuación indica que *pib* mantiene una relación positiva con *fempart*, por lo que se podría inferir que el crecimiento económico influye positivamente en el aumento de la participación femenina en la fuerza laboral para países como Japón y EEUU. En similitud con la literatura, Verick (2014) menciona que la participación femenina en la fuerza laboral puede impulsar el crecimiento, pero que el crecimiento puede ser una razón del aumento de la misma.

Por otro lado, para la segunda ecuación se muestra que la primera diferencia de *dif2lnfempart* es estadísticamente significativa al 10% con un valor p de 0.055 para explicar los valores los rezagados de *pib* y la diferencia de *dif2lnpib* también es significativa al 5% con un valor-p igual a 0.012. No obstante, al contrastar los resultados con la literatura se observa que para la segunda ecuación, tanto *dif2lnfempart* como *dif2lnpib* tienen una relación negativa y por lo tanto, un aumento en los valores rezagados de la participación femenina disminuyen los valores rezagados del PIB.

Estos resultados pueden ser reflejo de la hipótesis de la feminización “U”, en donde la participación laboral femenina disminuye conforme los países avanzan en las distintas etapas de desarrollo económico (Lechman, 2014). Debido a que la muestra abarca desde 1960 hasta 2021, es posible que tanto Estados Unidos como Japón estuviesen dejando atrás el punto más bajo de la “U” y lentamente se estén acercando a una participación femenina con impacto positivo en el crecimiento económico. Así, el análisis del impacto de la participación femenina en el PIB de un país resulta relevante aún y cuando el modelo pudiese apuntar a lo contrario.

En adición a esto, se muestran los resultados del test de causalidad de Granger, el cual auxiliará a la investigación al determinar si *dif2lnfempart* es un factor causal de cambios en la *dif2lnpib* y viceversa. El test de Granger realizado para el modelo obtenido anteriormente se puede visualizar en el Anexo #10, el cual se divide en dos partes. La hipótesis nula planteada por este test es, para la primera parte, que *dif2lnpib* no causa los cambios en *dif2lnfempart*,

20. pvar dif2lnfempart dif2lnpib  
Panel vector autoregression

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = 1.04e-34  
Initial weight matrix: Identity  
GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 112  
No. of panels = 2  
Ave. no. of T = 56.000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
dif2lnfempart					
dif2lnfempart L1.	-.3052709	.156222	-1.95	0.051	-.6114603 .0009185
dif2lnpib					
dif2lnpib L1.	.0956381	.0388664	2.46	0.014	.0194615 .1718148
dif2lnpib					
dif2lnfempart L1.	-.5925496	.3089453	-1.92	0.055	-1.198071 .012972
dif2lnpib L1.	-.2499455	.0998625	-2.50	0.012	-.4456725 -.0542185

Instruments : 1 (1/1). (dif2lnfempart dif2lnpib)

mientras que la hipótesis alterna es que *dif2lnpib* sí causa los cambios en *dif2lnfempart*. Para esta parte, se obtiene un valor de probabilidad de 0.014. Esto significa que se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia del 1% y que *dif2lnpib* sí provoca los cambios en *dif2lnfempart* para los datos de la muestra. Para la segunda parte, las hipótesis nula y alterna son recíprocas a las de la primera parte pues plantean que *dif2lnfempart* no provoca los cambios en *dif2lnpib* y que *dif2lnfempart* sí causa los cambios en *dif2lnpib*, respectivamente. En este caso se puede observar que el valor de probabilidad es 0.055. Esto indica que la hipótesis nula se puede rechazar a un nivel de significancia del 10%. En resumen, se reafirma la endogeneidad entre las variables. Por ende, se puede decir que la segunda diferencia del logaritmo de *pib* sí es causante de los cambios en la segunda diferencia del logaritmo de *fempart*, pero, a pesar de que *dif2lnfempart* también causa los cambios en la *dif2lnpib*, esta lo hace con un menor nivel de significancia.

Ahora bien, ante el hecho de que los coeficientes individuales de un modelo proveen información limitada acerca de cómo un shock afecta a las variables endógenas de un modelo VAR, se utilizan las funciones de impulso-respuesta (Mohr, 2021). En este caso, se analizarán únicamente las respuestas de *dif2lnpib* ante cambios en *dif2lnfempart* dado lo mencionado anteriormente y lo obtenido en el test de Granger. Pues existe una variedad de estudios que relacionan los cambios en el PIB con las respuestas en la participación femenina en la fuerza laboral y la significancia que puede tener *fempart* para explicar *pib* también se considera relevante, pero es un tema menos concurrido. Las funciones impulso-respuesta generan una gran cantidad de valores al calcular el impacto en cada una de las variables en el futuro dado un impulso de cierta variable, así que se usan gráficos para su análisis (Novales, 2017). Los gráficos de la función de impulso-respuesta por pronóstico de error (IRF) y ortogonalizado (OIRF) para las variables mencionadas se encuentran en el Anexo #11.

La IRF se sustenta principalmente en la representación de promedios móviles, que a su vez es la función de impulso-respuesta pronosticado del error. El impulso para el  $i$ -ésimo término ( $\phi_i$ ) se puede obtener mediante esta ecuación  $\phi_i = \sum_{j=1}^i \phi_{i-j} A_j$   $i = 1, 2, \dots$  en la que  $\phi_0 = I_K$  y  $A_j = 0$  para  $j > p$ , donde  $K$  es el número de variables endógenas y  $p$  es el orden de rezagos del modelo VAR (Mohr, 2021). Al analizar el gráfico de esta función para la respuesta de *dif2lnpib* ante un shock en *dif2lnfempart*, se puede observar que empieza en cero, en el primer lapso de tiempo tiene una respuesta de aproximadamente -0.5, en el segundo step el impacto cambia de dirección y aminora su magnitud llegando aproximadamente a 0.4 y continúa este patrón de picos y valles aproximadamente hasta el step 8 donde se nota una estabilización convergente a 0 conforme avanza el tiempo, significando esto que el efecto de un impulso de *dif2lnfempart* sobre *dif2lnpib* es finito.

Sin embargo, la IRF presenta ciertas limitaciones. Esta función no permite evaluar las reacciones actuales de las variables ante los impulsos debido a que las matrices  $A_j$  utilizadas no contienen información de relaciones en el presente. De esto se deriva que el primer valor sea cero. Asimismo, las IRF a lo mucho pueden describir las correlaciones entre los errores, pero no son capaces de definir en qué dirección se mueven las causalidades, lo cual es uno de los principales retos al hacer análisis de modelos VAR (Mohr, 2021).

Ante estas limitaciones, utilizar las OIRF es una alternativa comúnmente aceptada. Lo que se hace es descomponer la matriz de varianza-covarianza. Al hacer esto se obtiene que la la respuesta de una variable al impulso de otra queda en la forma  $\theta_i^o = \phi_i P$  donde  $P$  es una matriz triangular inferior con elementos diagonales positivos (Mohr, 2021). De este modo, la OIRF sí tiene en cuenta los shocks actuales, como se puede observar en el Gráfico 2 al ser el primer valor diferente de cero. De este gráfico se puede observar que el intervalo de confianza de 95% incrementó por las modificaciones de matrices realizadas y que sigue un patrón muy similar al de la IRF, convergiendo de la misma manera a cero conforme aumenta el tiempo aproximadamente desde el step 7 y sustentando que el efecto de alteraciones en *dif2lnfempart* sobre *dif2lnpib* es finito.

Finalmente es necesario realizar un análisis de la descomposición de la varianza. Los valores de la descomposición de la varianza (Anexo #12) muestran en resumen qué tanta variabilidad de *dif2lnpib* es explicada por sus propios shocks y los shocks de *dif2lnfempart*. Como se puede apreciar, la variabilidad de *dif2lnpib* es en su mayor proporción explicada por los shocks que se dan en ella misma. En el primer periodo los datos indican que un shock de *dif2lnfempart* provoca un 5.9% de las variaciones en *dif2lnpib*. En los siguientes periodos la proporción en la que las variaciones de *dif2lnpib* provienen de shocks en *dif2lnfempart* aumenta. El porcentaje pareciera converger a un 13% a partir del periodo 3. Esto indica que *dif2lnfempart* es una variable importante a considerar al analizar las fluctuaciones de *dif2lnpib*.

## Conclusiones

A partir de la metodología aprendida en el curso e investigaciones sobre algunas otras se ha obtenido un modelo vectorial autorregresivo (VAR) que define la relación entre *dif2lnfempart* y *dif2lnpib* analizando datos de Estados Unidos y Japón. El desarrollo de este trabajo llevó a concluir que *dif2lnfempart* afecta negativamente a *dif2lnpib*, pero que su relación es estadísticamente significativa al 5% (valor-p = 0.014). Esto es contrario a la hipótesis inicial sustentada en la literatura que apunta a que un mayor involucramiento de las mujeres en la fuerza laboral conduce a un mayor crecimiento económico (Council on Foreign Relations, 2020; Verick, 2014; Jacobs et al, 2019). No obstante, debido a las limitaciones que se tienen

actualmente con los datos puede ser que hagan falta más observaciones, más variables de control, analizar países similares o algunos otros factores para obtener un modelo más cercano a predecir y explicar la realidad. Pues existe una gran variedad de literatura económica que indica que el crecimiento económico puede ser impulsado por una infinidad de factores, especialmente en los países desarrollados, donde la inversión, la infraestructura, el comercio internacional y las instituciones juegan un papel importante en la productividad (Lechman, 2014; Verick, 2014). Además, la literatura revisada también indicó que así como puede ser que la participación femenina en la fuerza de trabajo tenga injerencia sobre el crecimiento económico, el crecimiento puede tener influencia en la cantidad de mujeres que se involucran en la fuerza laboral (Verick, 2014). Esto se sustenta con los resultados estimados, pues se encontró significativa la relación de *dif2lnpib* y *dif2lnfempart*, con un valor-p de 0.012. En general, se concluye que la elección de un modelo panel VAR fue acertada para estas variables, pues se mantiene una relación bidireccional entre ellas.

Otro aspecto de la investigación que fue contrario a lo que se esperaba era que no hubiera una clara endogeneidad entre ambas variables. Mediante el test de cointegración de Granger se pudo concluir que *dif2lnpib* sí afectaba con seguridad a *dif2lnfempart* pero que *dif2lnfempart* no afectaba con igual certeza a *dif2lnpib*, pues la hipótesis nula se rechazaba al nivel de significancia del 5%. Esto es opuesto a lo que alguna literatura señala sobre que al haber una mayor cantidad de mujeres en la fuerza laboral se incrementa la productividad de las regiones (Bovino et al, 2017; Council on Foreign Relations, 2020; Verick, 2014; Jacobs et al, 2019). Sin embargo, como se mencionó anteriormente quizá faltan hacer otras consideraciones para obtener resultados más acertados que pudieran coincidir con lo que expone este marco teórico.

Cabe resaltar que realizar el análisis tanto de las funciones de impulso-respuesta como de descomposición de la varianza fueron útiles para comprender cómo opera este modelo VAR generado dinámicamente. También fue posible expandir el entendimiento de este tipo de modelos econométricos y explorar más a profundidad cómo el cambio en *dif2lnfempart* afectaba a los valores rezagados del PIB.

Finalmente, se reconoce que este estudio pudiera estar limitado en explicar la relación que existe entre el Producto Interno Bruto, tratado en el presente como el crecimiento económico de un país; y la integración de las mujeres en el sector laboral. De igual forma se recalca que el enfoque principal de este estudio fue explorar los efectos que tiene la participación femenina en el campo laboral sobre el crecimiento económico, pero se alienta a que en investigaciones futuras el enfoque esté sobre cómo afecta el crecimiento económico de los países a la participación de las mujeres en la fuerza laboral.

## Bibliografía

- Abrigo, M. y Love, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, 16 (3), pp. 778-804.
- Asteriou, D. and Hall, S. (2007) *Applied Econometrics: A Modern Approach*. Palgrave Macmillan: New York.
- Bovino, B. y Gold, J. (2017). *The Key to Unlocking US GDP Growth? Women*. S&P Global Research and Insights. [Archivo PDF]. Recuperado de: [https://www.spglobal.com/\\_Media/Documents/03651.00\\_Women\\_at\\_Work\\_Doc.8.5x11-R4.pdf](https://www.spglobal.com/_Media/Documents/03651.00_Women_at_Work_Doc.8.5x11-R4.pdf)
- Čeh Časni, A., Dumičić, K., & Tica, J. (2016). The Panel VAR Approach to Modelling the Housing Wealth Effect: Evidence from selected European post-transition economies. *Our Economy*, 62(4), pp. 23–32. DOI: 10.1515/ngoe-2016-0021
- Council on Foreign Relations. (2020). *Japan introduces “womenomics” to counter the country’s aging workforce and boost GDP*. Recuperado de: <https://www.cfr.org/womens-participation-in-global-economy/case-studies/japan/>
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). (2017). *Japan Policy Brief. Employment*. [Archivo PDF]. Recuperado de: <https://www.oecd.org/japan/japan-improving-the-labour-market-outcomes-of-women.pdf>
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). (2012). *Gender Equality in Education, Employment and Entrepreneurship: Final Report to the MCM 2012*. [Archivo PDF]. Recuperado de: <https://www.oecd.org/employment/50423364.pdf>
- Elborgh-Woytek, K., Newiak, M., Kochhar, K., Fabrizio, S., Kpodar, K., Wingender, P., Clements, B. y Schwartz, G. (2013). *Las mujeres, el trabajo y la economía: Beneficios macroeconómicos de la equidad de género*. [Archivo PDF]. Recuperado de: [https://www.igualdadennlaempresa.es/recursos/webgrafia/docs/Las\\_mujeres\\_el\\_trabajo\\_y\\_FMI.pdf](https://www.igualdadennlaempresa.es/recursos/webgrafia/docs/Las_mujeres_el_trabajo_y_FMI.pdf)
- Greulich, A. (2009). *Female labor market participation and economic growth*. International Journal of Innovation and Sustainable Development 4(2). [Archivo PDF]. Recuperado de: [https://www.researchgate.net/publication/247835131\\_Female\\_labour\\_market\\_participation\\_and\\_economic\\_growth](https://www.researchgate.net/publication/247835131_Female_labour_market_participation_and_economic_growth)
- Hyndman, R. y Athanasopoulos, G. (2014). *Forecasting Principles and Practice*. Otexts.com. <http://otexts.com/fpp>

- Jacobs, E. y Bahn, K. (2019). *Women's History Month: U.S. women's labor force participation*. Recuperado de: <https://equitablegrowth.org/womens-history-month-u-s-womens-labor-force-participation/>
- Lechman, E. (2014). *Female labor participation and economic growth — Re-examination of u-shaped curve*. GUT FME Working Paper Series A, No. 3/2014 (21). [Archivo PDF]. Recuperado de: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/173317/1/wp-gut-fme-a-21-Lechman.pdf>
- Mohr, F. (2021). *An Introduction to Impulse Response Analysis of VAR Models*. Recuperado de: <https://www.r-econometrics.com/timeseries/irf/>
- Montero, R. (2013). *Test de Causalidad. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada*. Universidad de Granada: España
- Novales, A. (2017). *Modelos vectoriales autorregresivos (VAR)*. [Archivo PDF]. Recuperado de: <https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/VAR.pdf>
- Sigmund, M. y Ferstl, R. (2017). Panel Vector Autoregression in R with the Package Panelvar. *SSRN Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.2896087
- Shambaugh, J., Nunn, R., Portman, B. (2017). *Lessons from the rise of women's labor force participation in Japan*. Recuperado de: <https://www.brookings.edu/research/lessons-from-the-rise-of-womens-labor-force-participation-in-japan/>
- Shimada, H. & Higuchi, Y. (1985). An Analysis of Trends in Female Labor Force Participation in Japan. *Journal of Labor Economics*, 3(1), S355-S374. Recuperado de: <http://www.jstor.org/stable/2535011>
- The Pennsylvania State University. (2021). *11.2 Vector Autoregressive models VAR(p) models*. Recuperado de: <https://online.stat.psu.edu/stat510/lesson/11/11.2>
- The World Bank Group. (2021). *World Development Indicators*. Recuperado de: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#>
- Verick, S. (2014). *Female labor force participation in developing countries*. IZA World of Labor 2014:87. Recuperado de: <https://wol.iza.org/articles/female-labor-force-participation-in-developing-countries/long>

## Anexos

### Anexo #1. Series de tiempo para *fempart* y *pib*.



Donde 1 es Japón y 0 Estados Unidos.

### Anexo #2. Estadística descriptiva de los datos.

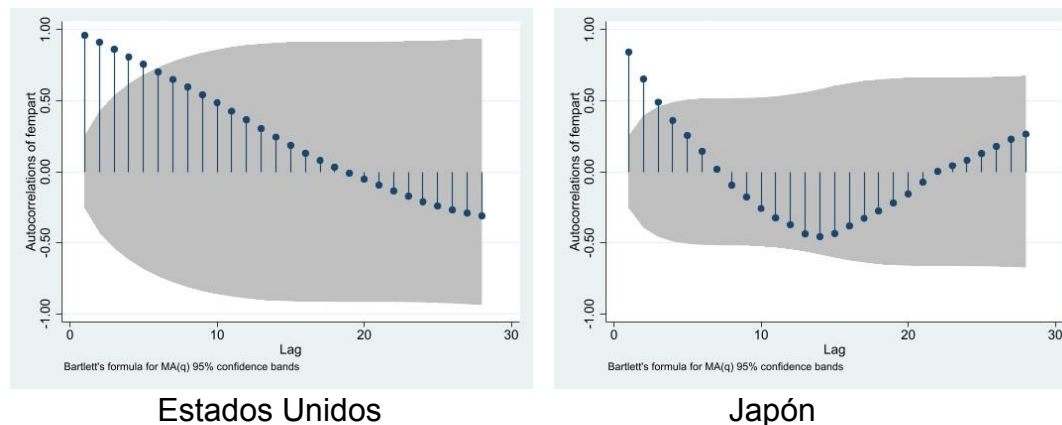
```
. summ fempart pib
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
fempart	120	.5117483	.0555951	.379	.6003
pib	120	6.90e+12	5.34e+12	6.50e+11	2.00e+13

La variable *fempart* tiene un promedio de 0.511, que escrito en porcentaje sería 51.1%, con una desviación estándar de 0.05 o 5% de variabilidad en el rango de datos. El valor máximo que adquiere la participación femenina en la fuerza laboral es del 60% y el mínimo es del 37.9%. Por otro lado, el *pib* tiene un promedio de 6.90e+12, con una desviación estándar de 5.34e+12. Su valor máximo es de 2.00e+13 y el mínimo de 6.50e+11, por lo que si bien existe variabilidad en los datos, se puede observar que son valores relativamente grandes.

### Anexo #3. ACF y PACF para *fempart* y *pib*.

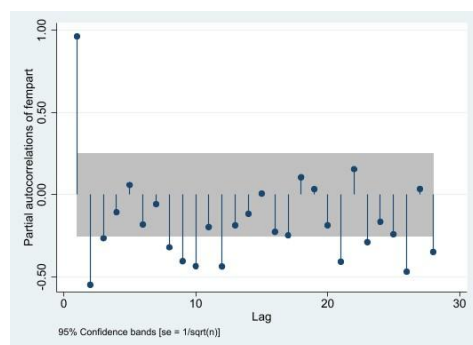
#### Autocorrelograma de fempart (ACF)



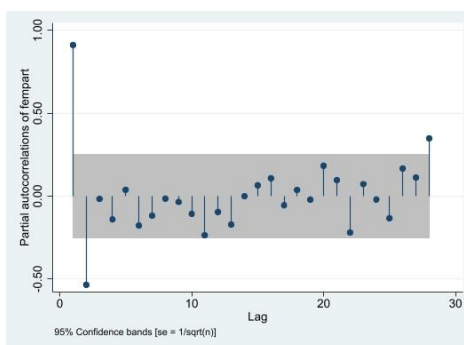
Estados Unidos

Japón

## Autocorrelograma parcial de fempart (PACF)

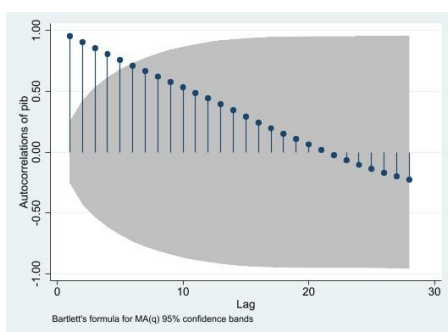


Estados Unidos

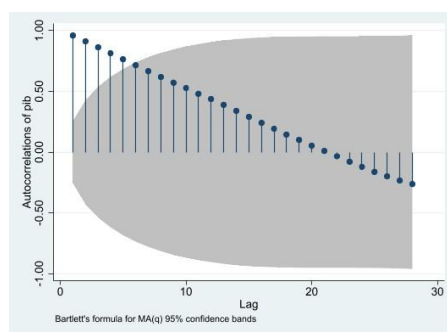


Japón

## Autocorrelograma de pib (ACF)

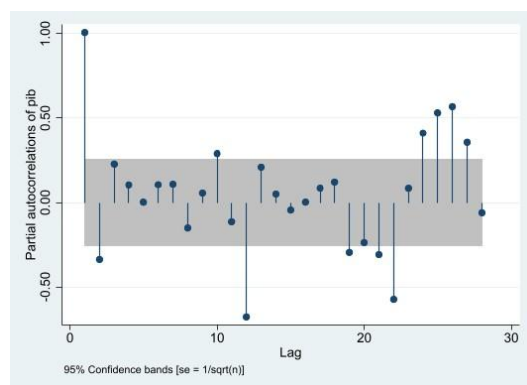


Estados Unidos

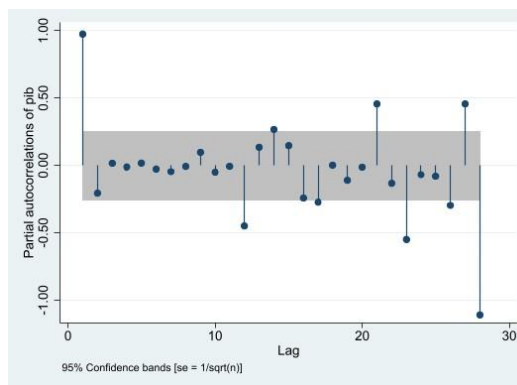


Japón

## Autocorrelograma parcial de pib (PACF)



Estados Unidos



Japón

## Anexo #4. Test de raíz unitaria de Levin-Lin-Chu para *fempart* y *pib*.

12. xtunitroot llc fempart

Levin-Lin-Chu unit-root test for **fempart**

Ho: Panels contain unit roots  
Ha: Panels are stationary

Number of panels = 2  
Number of periods = 60

AR parameter: **Common**  
Panel means: **Included**  
Time trend: **Not included**

Asymptotics: **N/T -> 0**

ADF regressions: **1 lag**  
LR variance: **Bartlett kernel, 12.00 lags average (chosen by LLC)**

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-3.6096	
Adjusted t*	-2.8035	0.0025

11. xtunitroot llc pib

Levin-Lin-Chu unit-root test for **pib**

Ho: Panels contain unit roots  
Ha: Panels are stationary

Number of panels = 2  
Number of periods = 60

AR parameter: **Common**  
Panel means: **Included**  
Time trend: **Not included**

Asymptotics: **N/T -> 0**

ADF regressions: **1 lag**  
LR variance: **Bartlett kernel, 12.00 lags average (chosen by LLC)**

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-1.3035	
Adjusted t*	-1.0208	0.1537



13. xtunitroot llc fempart, lags(5)

Levin-Lin-Chu unit-root test for **fempart**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	2
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	60
AR parameter: <b>Common</b>	Asymptotics: <b>N/T -&gt; 0</b>	
Panel means: <b>Included</b>		
Time trend: <b>Not included</b>		

ADF regressions: 5 lags

LR variance: **Bartlett** kernel, 12.00 lags average (chosen by **LLC**)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-2.6951	
Adjusted t*	-1.1981	0.1154

14. xtunitroot llc pib, lags(5)

Levin-Lin-Chu unit-root test for **pib**

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	2
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	60
AR parameter: <b>Common</b>	Asymptotics: <b>N/T -&gt; 0</b>	
Panel means: <b>Included</b>		
Time trend: <b>Not included</b>		

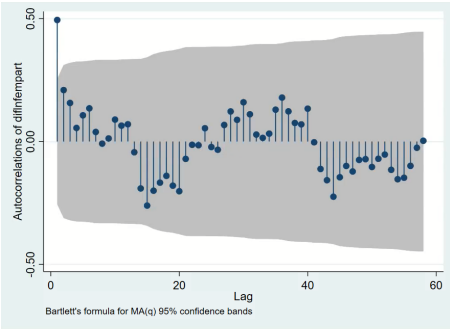
ADF regressions: 5 lags

LR variance: **Bartlett** kernel, 12.00 lags average (chosen by **LLC**)

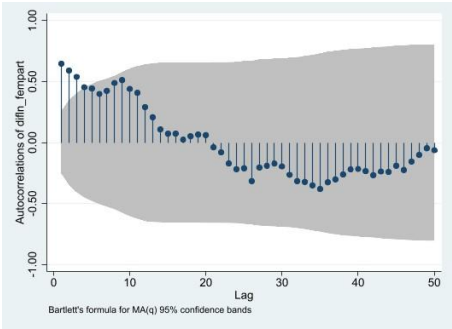
	Statistic	p-value
Unadjusted t	-1.4706	
Adjusted t*	-1.1054	0.1345

Anexo #5. ACF y PACF para *diflnfempart* y *difln\_pib*.

Autocorrelograma de *diflnfempart* (ACF)

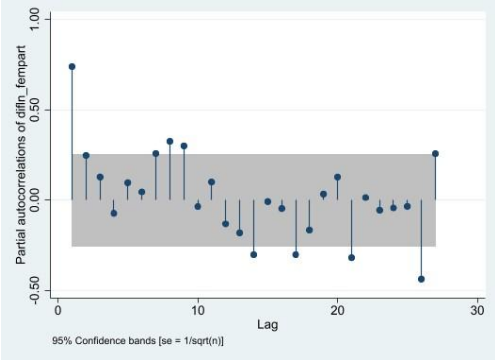


Estados Unidos

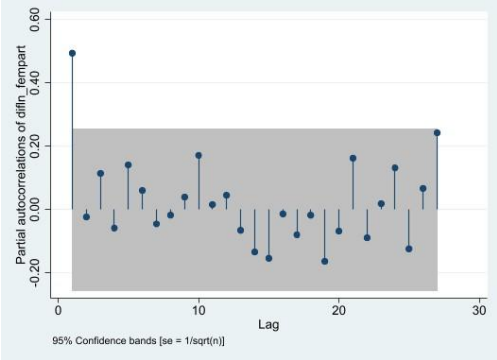


Japón

Autocorrelograma parcial de *diflnfempart* (PACF)

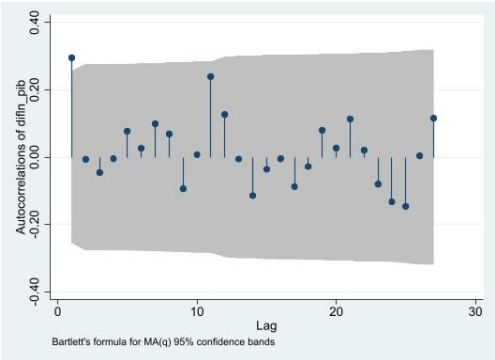


Estados Unidos

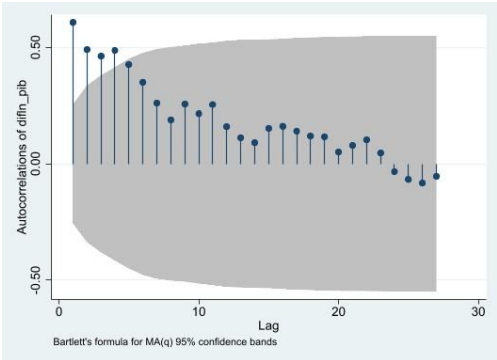


Japón

Autocorrelograma de *difln\_pib* (ACF)

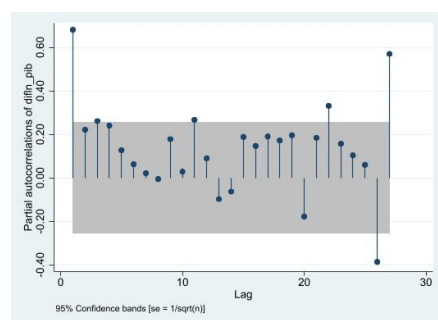


Estados Unidos

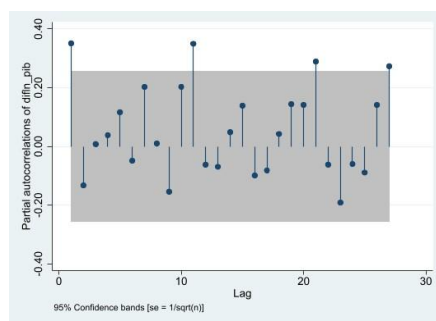


Japón

## Autocorrelograma parcial de *difln\_pib* (ACF)



Estados Unidos



Japón

## Anexo #6. Test de raíz unitaria de Levin-Lin-Chu para *diflnfempart* y *difln\_pib*.

13. xtunitroot llc diflnfempart

Levin-Lin-Chu unit-root test for <b>diflnfempart</b>		
Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	2
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	59
AR parameter: <b>Common</b>	Asymptotics: <b>N/T -&gt; 0</b>	
Panel means: <b>Included</b>		
Time trend: <b>Not included</b>		
ADF regressions: <b>1 lag</b>		
LR variance: <b>Bartlett kernel, 12.00 lags average (chosen by LLC)</b>		
	Statistic	p-value
Unadjusted t	-3.9228	
Adjusted t*	-1.6502	0.0495

14. xtunitroot llc diflnfempart, lags(5)

Levin-Lin-Chu unit-root test for <b>diflnfempart</b>		
Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	2
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	59
AR parameter: <b>Common</b>	Asymptotics: <b>N/T -&gt; 0</b>	
Panel means: <b>Included</b>		
Time trend: <b>Not included</b>		
ADF regressions: <b>5 lags</b>		
LR variance: <b>Bartlett kernel, 12.00 lags average (chosen by LLC)</b>		
	Statistic	p-value
Unadjusted t	-1.8491	
Adjusted t*	1.5194	0.9357

15. xtunitroot llc difln\_pib

Levin-Lin-Chu unit-root test for <b>difln_pib</b>		
Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	2
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	59
AR parameter: <b>Common</b>	Asymptotics: <b>N/T -&gt; 0</b>	
Panel means: <b>Included</b>		
Time trend: <b>Not included</b>		
ADF regressions: <b>1 lag</b>		
LR variance: <b>Bartlett kernel, 12.00 lags average (chosen by LLC)</b>		
	Statistic	p-value
Unadjusted t	-4.3363	
Adjusted t*	-2.1652	0.0152

16. xtunitroot llc difln\_pib, lags(5)

Levin-Lin-Chu unit-root test for <b>difln_pib</b>		
Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	2
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	59
AR parameter: <b>Common</b>	Asymptotics: <b>N/T -&gt; 0</b>	
Panel means: <b>Included</b>		
Time trend: <b>Not included</b>		
ADF regressions: <b>5 lags</b>		
LR variance: <b>Bartlett kernel, 12.00 lags average (chosen by LLC)</b>		
	Statistic	p-value
Unadjusted t	-2.7155	
Adjusted t*	0.5812	0.7195

## Anexo #7. Varsoc

9. varsoc pib fempart if ID==0

Selection-order criteria									
Sample: 1965 - 2020									
					Number of obs =		56		
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
0	-1614.15				4.0e+22	57.7195	57.7475	57.7918	
1	-1334.2	559.9	4	0.000	2.1e+18	47.8642	47.9483	48.0812	
2	-1318.68	31.04*	4	0.000	1.4e+18*	47.4528*	47.593*	47.8144*	
3	-1317.04	3.2672	4	0.514	1.5e+18	47.5373	47.7336	48.0436	
4	-1314.95	4.1863	4	0.381	1.6e+18	47.6054	47.8578	48.2564	

Endogenous: pib fempart  
Exogenous: \_cons

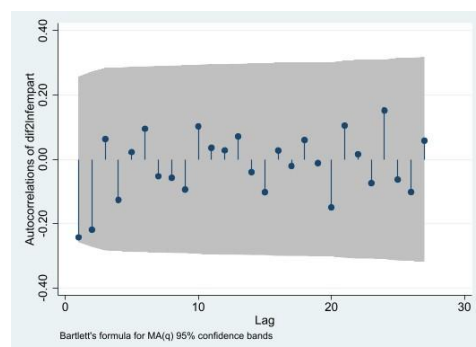
10. varsoc pib fempart if ID==1

Selection-order criteria									
Sample: 1965 - 2020									
					Number of obs =		56		
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
0	-1478.27				3.1e+20	52.8667	52.8947	52.939	
1	-1268.27	420	4	0.000	2.0e+17	45.5096	45.5937	45.7266*	
2	-1260.69	15.149*	4	0.004	1.8e+17*	45.3819*	45.5221*	45.7436	
3	-1260.29	.81464	4	0.936	2.0e+17	45.5102	45.7065	46.0165	
4	-1259.8	.96789	4	0.915	2.3e+17	45.6358	45.8882	46.2868	

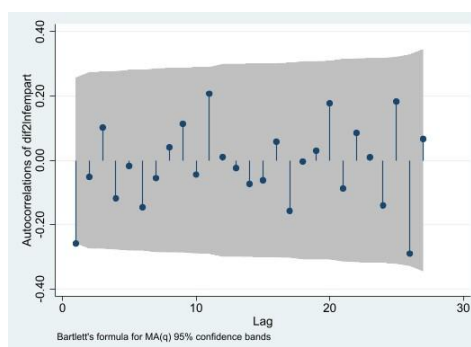
Endogenous: pib fempart  
Exogenous: \_cons

## Anexo #8. ACF y PACF para *dif2lnfempart* y *dif2lnpib*.

### Autocorrelograma de *dif2lnfempart* (ACF)

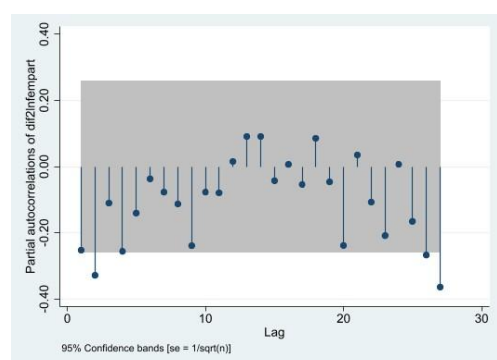


Estados Unidos

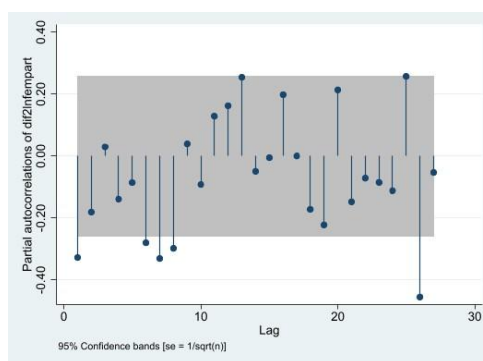


Japón

### Autocorrelograma parcial de *dif2Infempart* (ACF)

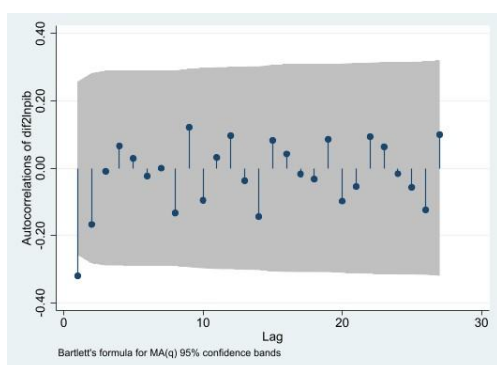


Estados Unidos

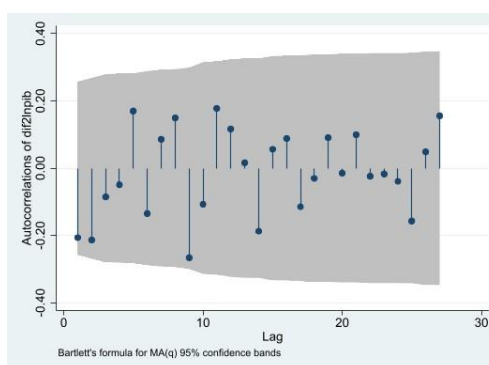


Japón

### Autocorrelograma de *dif2Inpib* (ACF)

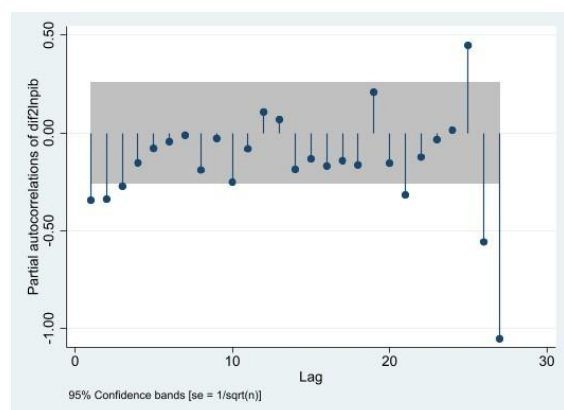


Estados Unidos

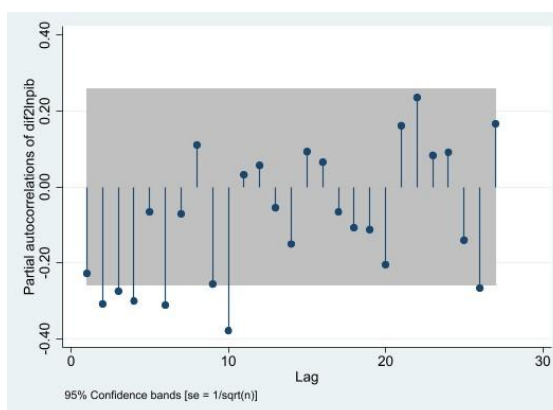


Japón

### Autocorrelograma parcial de *dif2Inpib* (ACF)



Estados Unidos



Japón

### Anexo #9. Test de raíz unitaria de Levin-Lin-Chu para *dif2Infempart* y *dif2Inpib*.

17. xtunitroot llc dif2Infempart

Levin-Lin-Chu unit-root test for **dif2Infempart**

Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = **2**  
 Ha: Panels are stationary      Number of periods = **58**  
 AR parameter: **Common**      Asymptotics: **N/T -> 0**  
 Panel means: **Included**  
 Time trend: **Not included**

ADF regressions: **1 lag**  
 LR variance: **Bartlett** kernel, **12.00** lags average (chosen by **LLC**)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	<b>-10.4963</b>	
Adjusted t*	<b>-6.2956</b>	<b>0.0000</b>

18. xtunitroot llc dif2Inpib

Levin-Lin-Chu unit-root test for **dif2Inpib**

Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = **2**  
 Ha: Panels are stationary      Number of periods = **58**  
 AR parameter: **Common**      Asymptotics: **N/T -> 0**  
 Panel means: **Included**  
 Time trend: **Not included**

ADF regressions: **1 lag**  
 LR variance: **Bartlett** kernel, **12.00** lags average (chosen by **LLC**)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	<b>-11.2804</b>	
Adjusted t*	<b>-8.1050</b>	<b>0.0000</b>

## Anexo #10. Test de causalidad de Granger.

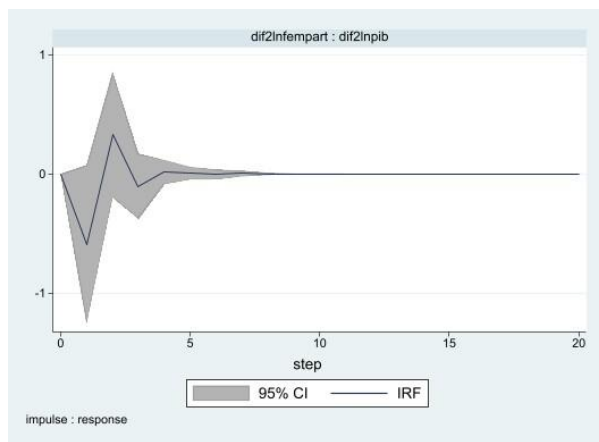
21. pvargranger

panel VAR-Granger causality Wald test  
 Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable  
 Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
<b>dif2lnfempart</b>			
dif2lnpib	6.055	1	0.014
ALL	6.055	1	0.014
<b>dif2lnpib</b>			
dif2lnfempart	3.679	1	0.055
ALL	3.679	1	0.055

## Anexo #11. Funciones de impulso-respuesta.

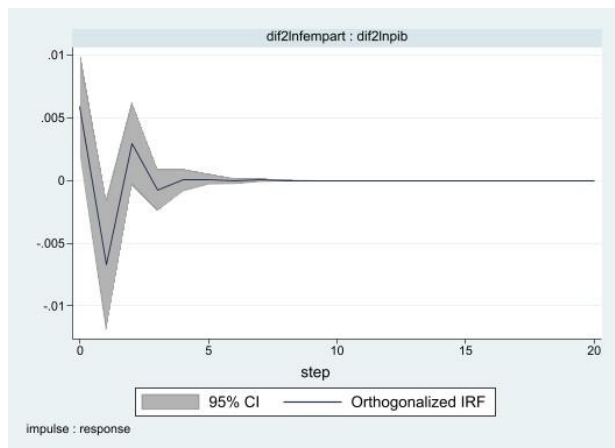
### Gráfico 1: Función de impulso-respuesta por pronóstico de error.



IRF

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable dif2lnfempart
dif2lnpib	
0	0
1	-.5925496
2	.3289933
3	-.1038703
4	.0139238
5	.0060811
6	-.0052278
7	.0020939
8	-.0004674
9	-.0000189
10	.0000727
11	-.0000378
12	.0000113
13	-1.27e-06
14	-8.05e-07
15	6.15e-07
16	-2.35e-07
17	4.84e-08
18	4.30e-09
19	-8.83e-09
20	4.33e-09

### Gráfico 2: Función de impulso-respuesta ortogonalizada.



Orthogonalized IRF

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable dif2lnfempart
dif2lnpib	
0	.0059099
1	-.0067343
2	-.0029532
3	-.0007442
4	.0000205
5	.0000876
6	-.0000513
7	.0000169
8	-2.54e-06
9	-8.35e-07
10	8.01e-07
11	-3.34e-07
12	7.87e-08
13	6.44e-10
14	-1.08e-08
15	5.92e-09
16	-1.85e-09
17	2.39e-10
18	1.13e-10
19	-9.46e-11
20	3.75e-11

## Anexo #12. Descomposición de la varianza.

31. pvarfevd, impulse(dif2lnfempart) response(dif2lnpib)

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable dif2lnfempart
dif2lnpib	
0	0
1	.0587068
2	.1188821
3	.130113
4	.1307204
5	.1306885
6	.1306947
7	.130698
8	.1306984
9	.1306984
10	.1306984