



División de Política Monetaria
Gerencia de Análisis Macroeconómico
Departamento de Proyecciones de Mediano Plazo

El impacto de la guerra comercial sobre los mercados financieros mundiales Elías Albagli, Guillermo Carlomagno y David Chernin

I. Introducción

El objetivo de este documento es cuantificar los efectos que el conflicto comercial entre Estados Unidos y China está generando sobre los mercados financieros internacionales. Para ello, se construye un indicador de “noticias asociadas al conflicto” y se utilizan dos aproximaciones metodológicas que permiten medir los mencionados efectos de formas alternativas.

En ambas metodologías se asume que las principales noticias, por ejemplo, *tweets* del Presidente Trump, son eventos exógenos a los mercados financieros. Este supuesto deriva de asumir que no es posible predecir dichas noticias, ni siquiera, segundos antes que aparezcan.

El análisis estadístico de los efectos de la “tensión comercial” generada por el conflicto sobre los activos financieros presenta la dificultad que dicha “tensión” es inobservable.

En la primera estrategia metodológica este problema se aborda asumiendo que solo existen dos niveles posibles de tensión comercial: uno alto, que tiene lugar los días de noticias, y otro bajo para el resto de los días. Bajo este supuesto se realiza un estudio de eventos.

En la segunda aproximación metodológica se adopta el estimador basado en heterocedasticidad utilizado por Rigobon y Sack (2005) para identificar los efectos del riesgo de guerra entre Estados Unidos e Irak en los mercados financieros. La principal ventaja de esta estrategia es que permite identificar el efecto de la tensión comercial sin necesidad de cuantificarla.

El supuesto de identificación en esta metodología también consiste en asumir dos estados de la naturaleza determinados por la aparición de noticias. La diferencia radica en que lo que distingue a los estados es la varianza de la tensión comercial, y no se realiza ningún supuesto sobre el nivel.

Los resultados de ambas estrategias son similares e indican que la mayor tensión comercial ha generado un incremento en la preferencia por activos menos riesgosos, lo que ha reducido los rendimientos de los bonos de economías centrales y los precios de activos de renta variable, y ha depreciado las monedas de economías emergentes.

La evidencia recabada sugiere que el impacto negativo de las noticias (negativas) sobre los retornos financieros no tiende a revertirse con el paso de los días, por lo que la guerra comercial estaría generando efectos permanentes sobre los niveles de los activos. El efecto acumulado sobre el rendimiento del bono a 10 años de Estados Unidos se estima en el entorno de los 50 puntos base, lo que representa más de la mitad de la caída registrada desde enero de 2018.

Lo que resta de este documento se organiza de la siguiente manera; en la sección II se incluyen los detalles metodológicos de las dos estrategias mencionadas, en la III se describen los datos utilizados, en la sección IV se presentan los resultados empíricos y la V está dedicada a las conclusiones.



II. Aspectos metodológicos

En esta sección se incluye una breve descripción técnica de las metodologías mencionadas en la introducción: el estudio de eventos y la estimación basada en heterocedasticidad.

1. Estudio de eventos

Supongamos que el retorno de un activo financiero (r_t) viene dado por la siguiente ecuación:

$$r_t = c + \beta TC_t + \lambda X_t + e_t, \quad (1)$$

donde TC_t es un indicador inobservable de tensión comercial, β un coeficiente que refleja el efecto de la tensión comercial en el retorno, X_t un vector de $N \times 1$ que contiene otros determinantes del retorno (tales como cambios asociados a la política monetaria, factores macroeconómicos, etc.), λ un vector de coeficientes de $1 \times N$, y e_t un ruido aleatorio de media cero, serialmente incorrelacionado, pero no necesariamente *iid*.

Asumiendo que solo existen dos estados posibles de tensión comercial, alto para los días de noticias y bajo para el resto, tenemos que:

$$TC_t = \omega_1 \mathbf{1}_{n,t} + w_0 \mathbf{1}_{sn,t}, \quad (2)$$

Donde ω_1 es el nivel de tensión comercial los días de noticias, $\mathbf{1}_n$ la función indicatriz que toma el valor 1 los días de noticias y cero en los demás, w_0 el nivel de tensión los días sin noticias, y $\mathbf{1}_{sn}$ la función indicatriz que toma el valor 1 en los días sin noticias y cero en los demás.

De las ecuaciones (1) y (2) tenemos que:

$$r_t = c + \beta \omega_1 \mathbf{1}_{n,t} + \beta w_0 \mathbf{1}_{sn,t} + \lambda X_t + e_t. \quad (3)$$

Una versión estimable de esta última ecuación es:

$$r_t = c^* + \beta w_1 \mathbf{1}_{n,t} + \lambda X_t + e_t, \quad (4)$$

En la expresión anterior, el retorno esperado en días sin noticias es:

$$E(r_t \mid X_t, \mathbf{1}_{n,t} = 0) = c^* + \lambda E(X_t \mid \mathbf{1}_{n,t} = 0), \quad (5)$$

y en los días con noticias:

$$E(r_t \mid X_t, \mathbf{1}_{n,t} = 1) = c^* + \lambda E(X_t \mid \mathbf{1}_{n,t} = 1) + \beta w_1 \quad (6)$$

Por tanto, βw_1 representa el efecto directo del incremento de la tensión comercial en el retorno esperado.

El supuesto de exogeneidad mencionado en la introducción implica que el orden de la causalidad, entre $\mathbf{1}_{n,t}$ y X_t , si existe, es de $\mathbf{1}_{n,t}$ a X_t y no al revés. Por tanto, podríamos escribir:



$$X_t = \alpha \mathbf{1}_{n,t} + X_t^*, \quad (7)$$

donde X_t^* es el valor de X_t en los días sin noticias y $E(\mathbf{1}_{n,t} X_t) = 0 \forall t$. Utilizando el supuesto de exogeneidad y las ecuaciones (5), (6) y (7):

$$E(r_t | X_t, \mathbf{1}_{n,t} = 1) - E(r_t | X_t, \mathbf{1}_{n,t} = 0) = E(r_t | \mathbf{1}_{n,t} = 1) - E(r_t | \mathbf{1}_{n,t} = 0) = \lambda\alpha + \beta w_1, \quad (8)$$

donde $\lambda\alpha$ representa el efecto indirecto de la tensión comercial sobre el retorno r_t , βw_1 el efecto directo y $\lambda\alpha + \beta w_1$ representa el efecto causal total. Como lo indica la ecuación (8) dicho efecto total puede estimarse como la diferencia de medias entre los días con y sin noticias.

En suma, asumiendo que las noticias son exógenas, y que existen solo dos estados de la naturaleza para el nivel de tensión comercial, el diferencial en el rendimiento esperado los días de noticias respecto de los días sin noticias representa el efecto causal total de la tensión comercial sobre los retornos.

Este marco analítico puede extenderse fácilmente para tener en cuenta posibles efectos dinámicos de la tensión comercial sobre los retornos.

2. Estimación basada en heterocedasticidad¹

El punto de partida de esta metodología es una ecuación similar a la (1) pero para el retorno de dos activos:

$$\begin{pmatrix} r_{1t} \\ r_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_1 & \lambda_1 \\ \beta_2 & \lambda_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} TC_t \\ X_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}, \quad (9)$$

donde β_i es un coeficiente que refleja el efecto de la tensión comercial en el retorno r_i y λ_i es un vector de $1 \times N$ que captura el efecto de las N variables incluidas en el vector X_t sobre el retorno r_i .

Dado que TC_t es una variable continua completamente inobservable, la identificación del modelo requiere de una normalización. Impondremos, al igual que Rigobon y Sack (2005), $\beta_1 = 1$.

El supuesto clave para la identificación del modelo es que todos sus parámetros son estables, a excepción de la varianza de TC_t . Para este parámetro se asume que existen dos valores posibles: uno alto ($\sigma_{TC,a}^2$), que tiene lugar los días de noticias, y otro bajo ($\sigma_{TC,b}^2$), que tiene lugar los días sin noticias.

¹ Esta apartado está basado en Rigobon y Sack (2005) y omite muchos detalles analíticos que pueden encontrarse en ese artículo.



Asumiendo además, al igual que en el marco metodológico anterior, que TC_t es exógeno, el cambio en la matriz de covarianzas del vector $[r_{1t}, r_{2t}]'$ que tiene lugar en los días con y sin noticias puede escribirse como²:

$$\Delta\Omega = \rho \begin{pmatrix} 1 & \beta_2 \\ \beta_2 & (\beta_2)^2 \end{pmatrix}, \quad (10)$$

donde $\rho = (\sigma_{TC,a}^2 - \sigma_{TC,b}^2)$. De este modo, el cambio en la matriz de covarianzas de los retornos entre los días con y sin noticias puede utilizarse para estimar nuestro parámetro de interés (β_2).

Como lo documentan Rigobon y Sack (2005), la estimación puede llevarse adelante por variables instrumentales (con dos instrumentos alternativos) o por GMM. Los detalles de los procedimientos de estimación pueden consultarse en las secciones 3.1 y 3.2 del artículo mencionado. Los resultados que se presentan en la sección IV.4 refieren a la implementación por variables instrumentales utilizando un instrumento que toma los valores de r_{1t} los días de noticias y $-r_{1t}$ en los días sin noticias.

Cabe destacar que Rigobon y Sack defienden los días sin noticias como el subconjunto de días previos a los días de noticias. Esta estrategia tiene el objetivo de minimizar cambios de varianza que puedan ocurrir por otros factores, distintos de las tensiones comerciales. En la implementación de la sección IV se procede de la misma manera.

² Los detalles analíticos de este resultado pueden consultarse en Rigobon y Sack (2005).



III. Datos

1. Activos y economías consideradas

La tabla 1 describe los activos y las economías consideradas. En todos los casos se utilizan datos de frecuencia diaria para el período 3/01/2018 – 23/08/2019.

En el caso de las bolsas y los tipos de cambio, los retornos se definen como la diferencia logarítmica. En el caso de los rendimientos de los bonos, se utiliza la diferencia de rendimientos.

Tabla 1. Activos y economías consideradas

Activos
Rendimiento del Bono a 10 años
Indicador agregado de la bolsa (S&P para EEUU)
Tipo de cambio bilateral con EEUU (no se considera para EEUU)
Países
Japón
Reino Unido
Alemania
EEUU
China
Chile
Colombia



2. Eventos considerados

La fuente utilizada es el registro de eventos realizado por el *Peterson Institute for International Economics (PIIT)*³. En la siguiente tabla se presenta una descripción resumida de las noticias consideradas (en la tabla A.1 del anexo se incluyen más detalles). En la primera columna de la tabla se indica la fecha del evento y en la segunda si fue positivo o negativo. Las fechas que aparecen sombreadas refieren a noticias que surgieron durante el fin de semana y se adjudican al lunes siguiente. De los 51 eventos incluidos en el registro del PIIT se seleccionó el subconjunto directamente relacionado con el conflicto comercial entre Estados Unidos y China. En total, se seleccionaron 20 eventos, 18 negativos y 2 positivos.

Tabla 2. Eventos considerados

		EVENTO
22-01-2018	-	Trump impone aranceles de salvaguardia
05-02-2018	-	China investiga exportaciones estadounidenses de sorgo
16-02-2018	-	Resultados de la investigación de seguridad nacional
01-03-2018	-	Anuncio de aranceles
22-03-2018	-	Más exenciones arancelarias
	-	Resultados de investigación sobre prácticas comerciales desleales
23-03-2018	-	Las tarifas entran en vigencia
03-04-2018	-	EE.UU. amenaza con aranceles
04-04-2018	-	China amenaza con represalias contra automóviles, aviones y agricultura
05-04-2018	-	EE.UU. considera aranceles adicionales por \$ 100 mil millones
29-05-2018*	-	Casa blanca planea tarifas después de corta inercia
18-06-2018	-	Trump pide más aranceles
22-06-2018	-	La UE toma represalias en productos icónicos estadounidenses

³ Para el listado completo ver: <https://www.piie.com/blogs/trade-investment-policy-watch/trump-trade-war-china-date-guide>



20-07-2018	-	Trump amenaza con tarifas a todas las importaciones provenientes de China
01-08-2018	-	Trump quiere aranceles de 25% en vez de 10%
03-12-2018	+	Acuerdo en el G20 entre Trump y Xi
25-02-2019	+	Se retrasa aumento de tarifas
10-05-2019	-	EE.UU. aumenta tasa arancelaria en la lista anterior
13-05-2019	-	China planea escalar la tasa arancelaria
01-08-2019	-	EE.UU. anuncia aumento de aranceles a casi todas las importaciones restantes provenientes de China
23-08-2019**	-	China anuncia nuevos aranceles para EEUU

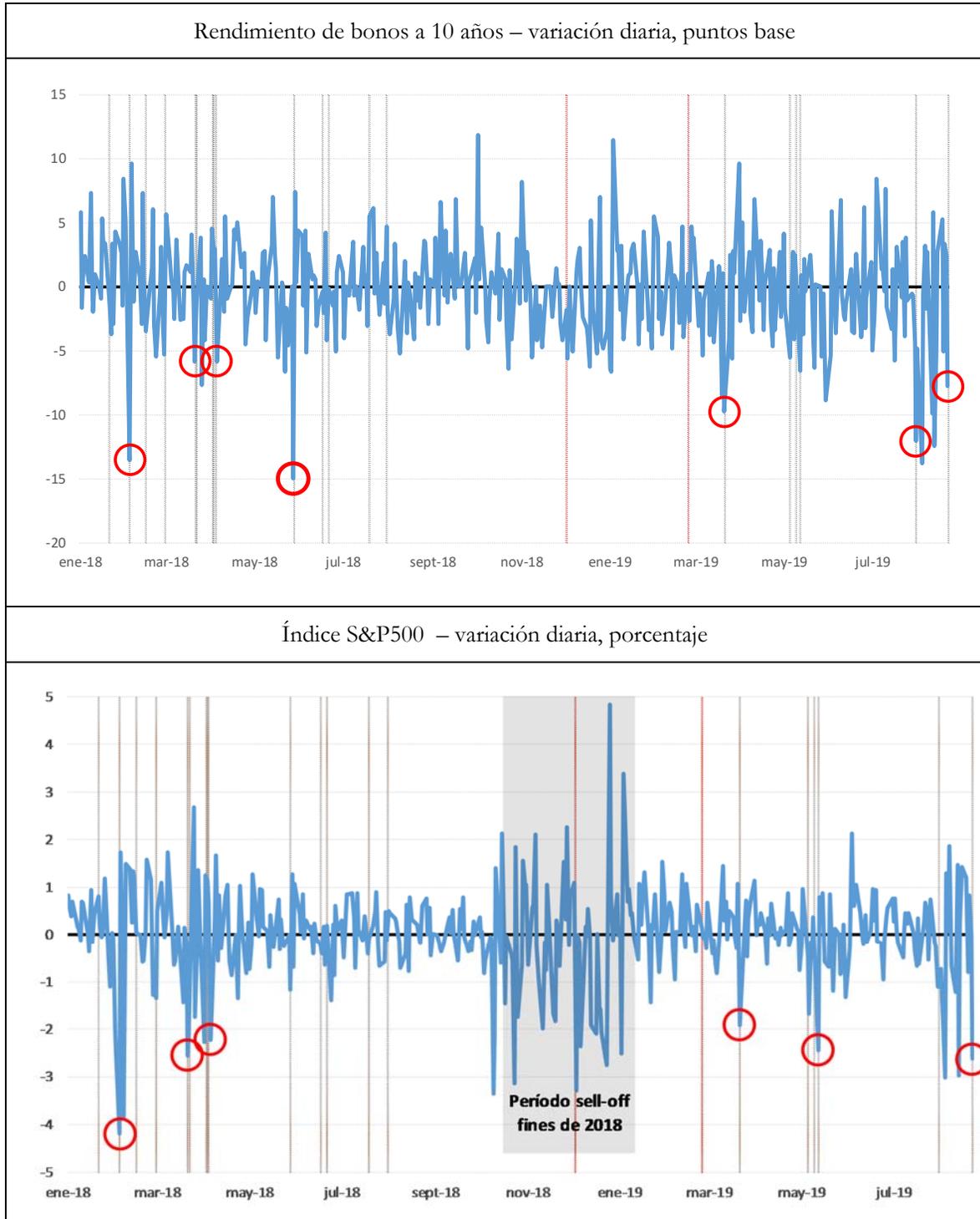
Nota: * En esta fecha no se cuenta con el dato del S&P500 por lo que no se utiliza para el análisis de este activo.
 **EL registro del PIIT finaliza el 13-08-2019 y, por tanto, no incluye esta fecha.

Para la estrategia de estimación por heterocedasticidad los días sin noticias se definen como los días previos a las fechas indicadas en la tabla. Cuando hay noticias consecutivas se eligen los días anteriores más próximos a la primera noticia.

El gráfico 1 ilustra la importancia de estos eventos para los mercados financieros. Con unas pocas excepciones, todas las caídas importantes del rendimiento del bono a 10 años de Estados Unidos que han ocurrido desde 2018 han estado asociadas a la guerra comercial. Lo mismo es válido para la variación del S&P500: a excepción del período del *sell-off* de finales de 2018, las caídas importantes de este índice han estado asociadas al conflicto comercial.



Gráfico 1. Efecto de la guerra comercial sobre los activos financieros de EE.UU. (noticias más relevantes para cada activo en círculos rojos). Período 3/01/2018 – 23/08/2019.



Nota: Las barras grises (rojas) indican las fechas de noticias negativas (positivas).



En el gráfico anterior el día 22-03-2019 está destacado como día de evento, pero no figura en la tabla 1. Ese día hubo un *tweet* del Presidente Trump respecto al levantamiento de sanciones a Corea del Norte que, según varias notas de prensa, generó confusión en los mercados por su relación con buques de carga de origen chino. Dado que ese *tweet* no se incluye en el registro del *PIIT*, la tabla 1 no lo incluye y tampoco es considerado para el análisis estadístico de la siguiente sección. Si se incluye este evento en el análisis, los efectos estimados de la guerra comercial son aún mayores. Estos resultados no se reportan, pero están disponibles mediante solicitud a los autores.

IV. Resultados empíricos

En esta sección se presentan los resultados de aplicar las estrategias metodológicas descritas en la sección II a los datos mencionados en la sección III.

1. Estudio de eventos

En este apartado se aplica la metodología descrita en la sección II.1 y se presentan estimaciones adicionales que podrían resultar relevantes desde el punto de vista empírico. Todos los resultados que se reportan refieren a las noticias negativas. Al final del apartado se comentan los resultados para las positivas.

La diferencia de medias entre los días con y sin noticias ($\lambda\alpha + \beta w_1$) se calcula como el estimador MCO de γ en la siguiente regresión.

$$r_t = c + \gamma \mathbf{1}_{n,t} + e_t. \quad (11)$$

Una limitación de no utilizar información intra-diaria es que las noticias podrían ocurrir con posterioridad al cierre del mercado, lo que es especialmente relevante para las economías del este. Si las noticias ocurren luego del cierre, la ecuación relevante sería igual a la (11) pero con el indicador de noticias rezagado un período.

No obstante, utilizar esa modificación implicaría asumir que todas, o la gran mayoría de las noticias ocurren con posterioridad al cierre del mercado. Una posible solución a este problema sería realizar las estimaciones para el retorno acumulado entre el día de la noticia y el siguiente. Así, en lugar de la ecuación (11) estimaríamos:

$$r_{2t} = c + \gamma \mathbf{1}_{n,t-1} + e_t, \quad (12)$$

donde $r_{2t} = r_t + r_{t-1}$.

En la tabla 3 se incluye el máximo (en valor absoluto) de los coeficientes estimados en las ecuaciones (11) y (12), los resultados completos de cada estimación se incluyen en las tablas A.2 y A.3 del anexo⁴.

⁴ Usar el máximo de dos estimadores requeriría corregir los *p-values*. No obstante, dado que el número de estimadores es solamente dos y los *p-values* obtenidos están, en general, por debajo del 1%, usar *p-values* corregidos no afecta las conclusiones.



Tabla 3. Efectos promedio del incremento de las tensiones comerciales— en puntos porcentuales para las bolsas y los tipos de cambio y en puntos base para los bonos.

	Bono 10 y	Bolsa	Tipo de Cambio
Japón	0.26	-1.5***	-0.35**
UK	-0.9	-0.67***	0.07
Alemania	-1.01	-1.25***	-0.13
EEUU	-2.69***	-0.79***	---
China	-1.63**	-1.28***	0.24***
Chile	-1.51	-0.45**	0.42*
Colombia	3.54***	-0.27	0.13

Nota: Asteriscos (***, **, *) indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. El coeficiente del bono a 10 años de Japón corresponde al mínimo de los estimadores obtenidos con las ecuaciones (11) y (12).

Cada noticia negativa genera, en promedio, una caída de 2.7 puntos base en el rendimiento del bono a 10 años de EEUU. En China, la caída del rendimiento del bono es menor (1.63pb), pero igualmente significativa. En el caso de las bolsas, en todas se encuentran efectos negativos y altamente significativos (a excepción de la colombiana).

Por otra parte, mientras que para el S&P cada noticia genera, en promedio, una caída de 0.8%, el efecto en la bolsa China es de 1.3%. Respecto de los tipos de cambio se destaca el efecto depreciatorio de las noticias en las monedas de las tres economías emergentes consideradas.

Efectos dinámicos

Independientemente del momento del día en que ocurra la noticia, sus efectos sobre los retornos podrían ser dinámicos. Por ejemplo, luego de una caída de las bolsas producto de un recrudecimiento del conflicto podría observarse un aumento los días siguientes, que compense total o parcialmente la caída original. Alternativamente, el efecto de las noticias podría ir aumentando con el paso de los días.

Para tener en cuenta esta posibilidad se replicaron las estimaciones de las ecuaciones (11) y (12), pero incluyendo tres retardos adicionales del indicador de noticias en cada caso. La conclusión general de este ejercicio es que los efectos dinámicos no son relevantes.

Este resultado implica que los efectos del conflicto comercial sobre los rendimientos no tienden a revertirse (al menos en los tres días siguientes a las noticias) y por tanto su impacto sobre los niveles de los activos sería de carácter permanente.



Considerando los resultados de la tabla 3 y la cantidad de eventos negativos registrados, se concluye que la guerra comercial ha generado una reducción acumulada entre el 1/08/2018 y el 23/08/2019 en el rendimiento del bono a 10 años de EEUU superior a los 48pb. En ese período la tasa cayó 87pb, de modo que la guerra comercial explica más de la mitad de esa caída.

Para el caso del S&P la caída acumulada generada por la guerra comercial supera el 14%, ello implica que al 23/08/2019 el S&P se hubiese ubicado por encima de los 3200 puntos, en lugar de los 2847 efectivamente observados.

Finalmente, cabe destacar que todas las estimaciones presentadas en esta sección se replicaron considerando solamente las noticias positivas (03-12-2018 y 25-02-2019). Se encontraron efectos significativos y con el signo esperado para la bolsa y el tipo de cambio chinos, la bolsa alemana y la bolsa colombiana, para el resto de los casos no se encuentran efectos significativos. Los resultados no se reportan por traerse solamente de dos eventos, pero están disponibles mediante solicitud a los autores.

2. Estimación basada en heterocedasticidad

En este apartado se presentan los resultados de las estimaciones basadas en heterocedasticidad descritas en la sección II.4. Como allí se indicó, el procedimiento de estimación requiere utilizar el retorno de un activo como referencia para la identificación (r_{1t}). Utilizaremos la variación del rendimiento del bono a 1 año de EEUU con ese fin. Así, para cada activo de cada economía se estima el modelo bi-variante descrito en la sección II.4, incluyendo las variaciones del bono a 1 año de EEUU como serie de referencia.

Antes de presentar los resultados de las estimaciones, en la tabla 4 se compara la varianza de los activos en días con noticias respecto de los días sin noticias⁵, valores mayores que 1 indican que la varianza en los días de noticias es superior. Las cifras de la tabla muestran que, en general, se registra un incremento significativo en la varianza de los retornos los días de noticias, lo que da soporte al supuesto de identificación.

⁵ Recordar que en para esta estrategia metodológica, los días sin noticias se definen como los previos a los días de noticias.



Tabla 4. Ratio de varianzas en días con noticias respecto del resto de los días

	B10y	St	TC
Japón	2.98***	3.55***	2.1***
UK	1.6**	3.17***	0.7
Alemania	1.63**	2.37***	1.45*
EEUU	4.11***	3.38***	1.13
China	3.52***	4.32***	2.09***
Chile	0.87	2.14***	0.89
Colombia	3.44***	1.76**	1.37

Nota: Asteriscos (***, **, *) indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente

Los resultados de las estimaciones del método basado en heterocedasticidad se incluyen en la tabla 5.

Tabla 5. Estimación basada en heterocedasticidad. Efectos promedio del incremento de las tensiones comerciales– en puntos porcentuales para las bolsas y los tipos de cambio y en puntos base para los bonos.

	Bono 10 y	Bolsa	Tipo de Cambio
Japón	0.08	-0.29	-0.35***
UK	-1.99*	-0.26	0.16
Alemania	-1.54***	-0.24	0.04
EEUU	-3.79***	-0.64***	---
China	-0.4	-0.34	0.11
Chile	-0.69	-0.44***	0.26**
Colombia	2.34*	-0.66**	0.31**

Nota: Asteriscos (***, **, *) indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.



Los signos y los órdenes de magnitud de las estimaciones de esta tabla están en línea con los de la tabla 3, lo que robustece las conclusiones mencionadas en el apartado anterior.

V. Conclusiones

En este documento se analizó el impacto del conflicto comercial entre Estados Unidos y China sobre los mercados financieros mundiales. Los principales resultados muestran que la volatilidad en los de los mercados aumenta significativamente los días de noticias, y que el impacto sobre los retornos también es importante. La evidencia recabada sugiere que los efectos negativos sobre los retornos que se observan los días de noticias no tienden a revertirse con el paso del tiempo. Por tanto, la guerra comercial estaría generando efectos permanentes en los niveles de dichos activos.

Se estima que el impacto total acumulado de la guerra comercial sobre el rendimiento del bono a 10 años de Estados Unidos entre el 3 enero de 2018 y el 23 de agosto de 2019 ha sido de -50pb, lo que representa más de la mitad de la caída acumulada en dicho período. En el caso del S&P el impacto acumulado asciende a 14%.

El hecho de que se hayan encontrado resultados similares con dos metodologías alternativas indica que las conclusiones son robustas.

Referencias

Rigobon, R., & Sack, B. (2005). The effects of war risk on US financial markets. *Journal of banking & finance*, 29(7), 1769-1789.



Anexo

Tabla A.1. Descripción detallada de eventos considerados.

	EVENTO	DESCRIPCIÓN
22-01-2018	- Trump impone aranceles de salvaguardia	El presidente Trump aprueba aranceles de salvaguardia global sobre las importaciones de paneles solares por \$8,5 mil millones y lavadoras por \$1,8 mil millones, un movimiento relativamente raro históricamente incluso cuando se le otorga al presidente la autoridad para hacerlo.
05-02-2018	- China investiga exportaciones estadounidenses de sorgo	El gobierno chino autoinicia investigaciones antidumping y de derechos compensatorios de aproximadamente 1 mil millones de exportaciones estadounidenses de sorgo. Si bien esto no es una represalia explícita vinculada a los aranceles de Trump sobre paneles solares y lavadoras, la coincidencia de tiempos sugiere una repetición de la respuesta de represalia de China a la imposición del presidente Obama de un arancel de salvaguardia sobre los neumáticos en septiembre de 2009.
16-02-2018	- Resultados de la investigación de seguridad nacional	El Departamento de Comercio publica informes que dicen que las importaciones de productos de acero y aluminio amenazan la seguridad nacional de EE. UU. bajo la sección 232 de la Ley de Expansión del Comercio de 1962, que rara vez se utiliza. Aunque las investigaciones comenzaron en abril de 2017, esta es la primera vez que el público descubre qué productos de acero y aluminio podrían verse afectados por nuevos aranceles.
01-03-2018	- Anuncio de aranceles	Trump anuncia que los próximos aranceles para todos los socios comerciales serán del 25% en acero y 10% en aluminio bajo argumentos de seguridad nacional. Estos superarían las recomendaciones del Departamento de Comercio, cubriendo un estimado de \$48 mil millones en importaciones, la mayoría provenientes de aliados como Canadá, Unión Europea, México y Corea del Sur. Por otro lado, solo el 6% de las importaciones cubiertas provienen de China, debido a la imposición de deberes antidumping y compensatorios, realizada con anterioridad por parte de Estados Unidos.
22-03-2018	- Más exenciones arancelarias	Trump emite declaraciones revisadas de aranceles formales de acero y aluminio, eximiendo aún más a la Unión Europea, Corea del Sur, Brasil, Argentina y Australia, además de Canadá y México que había sido anteriormente anunciado, pero solo hasta el 1 de mayo de 2018. Esto significa que otro tercio de las importaciones originalmente cubiertas el 1 de marzo están temporalmente exentas.



	-	Resultados de investigación sobre prácticas comerciales desleales	La administración Trump publica un informe en el que descubre que China está llevando a cabo prácticas comerciales injustas relacionadas con la transferencia de tecnología, la propiedad intelectual y la innovación en virtud de la Sección 301 de la Ley de Comercio de 1974. Trump indica que las próximas medidas serán aranceles para productos chinos de hasta \$60 mil millones, una disputa en la Organización Mundial del Comercio (OMC) y nuevas normas sobre inversión.
23-03-2018	-	Las tarifas entran en vigencia	Los aranceles de acero y aluminio de Trump entran en vigencia con exenciones para países seleccionados. Su arancel de acero del 25% se aplica a países que exportaron \$10,2 mil millones de productos de acero a los Estados Unidos en 2017, y su arancel de aluminio del 10% se aplica a países que exportaron \$7,7 mil millones. No hay una línea de tiempo o un criterio explícito para la eliminación de las restricciones.
03-04-2018	-	EE.UU. amenaza con aranceles	La administración Trump publica su lista de \$50 mil millones de 1,333 productos chinos bajo consideración para aranceles del 25%, lo cual cubre un total de \$46,2 mil millones de importaciones estadounidenses. Los principales sectores afectados son maquinaria, electrodomésticos y equipos eléctricos. Aproximadamente el 85% de las importaciones objeto de los aranceles son insumos intermedios y bienes de capital, lo que aumentaría los costos dentro de las cadenas de suministro de las empresas estadounidenses.
04-04-2018	-	China amenaza con represalias contra automóviles, aviones y agricultura	China publica su lista de 106 productos sujetos a los próximos aranceles del 25% como represalia ante los aranceles de la Sección 301 de Trump, que cubren \$50 mil millones de las importaciones chinas desde Estados Unidos. Estos afectan mayormente al transporte en EE.UU. (Vehículos, aviones y embarcaciones) y productos vegetales (principalmente soja).
05-04-2018	-	EE.UU. considera aranceles adicionales por \$ 100 mil millones	Trump indica a los funcionarios de comercio, considerar si un adicional de \$100 mil millones de las importaciones estadounidenses desde China deberían estar sujetas a nuevos aranceles.
29-05-2018**	-	Casa blanca planea tarifas después de corta inercia	Después de que el secretario del Tesoro, Steven Mnuchin, dijera que los aranceles estaban "en espera" el 20 de mayo, la Casa Blanca emitió una declaración anunciando que impondría aranceles de \$50 mil millones de bienes de China, poco después de anunciar la lista final de importaciones cubiertas el día 15 de junio de 2018.
18-06-2018	-	Trump pide más aranceles	En respuesta a los aranceles de represalia que impuso China anunciados el 15 de junio de 2018, el presidente Trump ordena al Representante de Comercio de EE.UU. Que identifique productos chinos por un valor adicional de \$200 mil millones para aplicar aranceles adicionales a una tasa del 10%. Esto está el top de la lista de \$50 mil millones del día 15 de junio. También amenaza con otros \$ 00 mil millones en aranceles en caso de que China tome represalias nuevamente.



22-06-2018	-	La UE toma represalias en productos icónicos estadounidenses	La Unión Europea hace activa su previa amenaza arancelaria a los Estados Unidos, con una lista inicial que cubre \$3,2 mil millones de productos estadounidenses en el 2017. El acero y el aluminio representan el 34% de los productos afectados, mientras que el resto son productos agrícolas y alimenticios, y otros bienes consumo. Los artículos específicos incluyen whisky bourbon, lanchas y yates, motocicletas, jeans, maíz y mantequilla de maní. Harley-Davidson anunció el 25 de junio que estaba cambiando la producción adicional de motocicletas fuera de los Estados Unidos para evitar las tarifas de represalia.
20-07-2018	-	Trump amenaza con tarifas a todas las importaciones provenientes de China	En una entrevista, Trump dice que está preparado para imponer aranceles a todas las importaciones locales desde China, lo que equivale a un total de \$504 mil millones en el año 2017. La amenaza cubre los \$262 mil millones restantes de importaciones que aún no están bajo aranceles o que están siendo investigados como se anunció previamente en la Sección 301. Los bienes de capital y los productos de consumo serían los objetivos principales esta vez- ya que los insumos intermedios ya fueron considerados anteriormente- e incluyen teléfonos móviles, computadoras portátiles y ropa.
01-08-2018	-	Trump quiere aranceles de 25% en vez de 10%	Siguiendo las instrucciones de Trump, el Representante de Comercio de los Estados Unidos considera una tasa arancelaria del 25 % en lugar de la tasa del 10% en la lista de \$200 mil millones de importaciones lanzadas el 10 de julio.
03-12-2018	+	Acuerdo en el G20 entre Trump y Xi	Después de la reunión del G-20 en Buenos Aires, los presidentes Trump y Xi anuncian un acuerdo para detener la escalada de aranceles que se esperaban en enero mientras negocian sobre preocupaciones comerciales. Sin embargo, porque no hay una declaración conjunta, y algún desacuerdo entre las declaraciones de la Casa Blanca y Medios estatales chinos, los detalles siguen siendo turbios. La declaración de los Estados Unidos dice que si no se llega a un acuerdo 1 de marzo de 2019, los aranceles del 10 por ciento se elevarán al 25 por ciento
25-02-2019	+	Se retrasa aumento de tarifas	El presidente Trump anuncia a través de Twitter que retrasará el aumento de aranceles en \$200 mil millones de importaciones procedentes de China que estaban programadas para entrar en vigencia el 1 de marzo de 2019. Los aranceles del 10% se habrían elevado al 25%.
10-05-2019	-	EE.UU. aumenta tasa arancelaria en la lista anterior	Las importaciones de China que anteriormente se veían afectadas por un arancel del 10 % al mes de septiembre de 2018 ahora están sujetas a una tasa del 25%.



13-05-2019	-	China planea escalar la tasa arancelaria	En represalia por el aumento de la tasa arancelaria del presidente Trump el día 10 de mayo, China anunció que tiene la intención de aumentar la tasa arancelaria que cubre algunos de los \$60 mil millones de exportaciones estadounidenses que ya había alcanzado en septiembre, el día 1 de junio
01-08-2019	-	EE.UU. anuncia aumento de aranceles a casi todas las importaciones restantes provenientes de China	Inmediatamente después de otra ronda de conversaciones comerciales entre EE. UU. Y China, el presidente Trump dijo que Estados Unidos impondría un arancel del 10% (no el 25% como se amenazó anteriormente) sobre \$ 300 mil millones adicionales de importaciones procedentes de China, que entrarán en vigencia el 1 de septiembre de 2019. La lista cubre bienes de consumo final, como juguetes, calzado y ropa.
23-08-2019	-	China anuncia nuevos aranceles para EEUU	China dio a conocer planes para introducir aranceles en productos estadounidenses importados, con el 1 de septiembre establecido como el día para la entrada en vigencia de la ronda inicial y otra capa de aranceles prevista para el 15 de diciembre.

Tabla A.2. Efectos promedio del incremento de las tensiones comerciales en los rendimientos diarios – en puntos porcentuales para las bolsas y los tipos de cambio y en puntos base para los bonos.

	Bono 10 y	Bolsa	Tipo de Cambio
Japón	0.26	-0.43*	-0.31***
UK	-0.9	-0.19	0.03
Alemania	-1.01	-0.5**	-0.01
EEUU	-2.69***	-0.79***	---
China	-0.46	-0.09	0.11*
Chile	-1.33	-0.45**	0.2
Colombia	3.54***	-0.27	0.2

Nota: Asteriscos (***, **, *) indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente



Tabla A.3. Efectos promedio del incremento de las tensiones comerciales en los rendimientos acumulados en dos días– en puntos porcentuales para las bolsas y los tipos de cambio y en puntos base para los bonos.

	Bono 10 y	Bolsa	Tipo de Cambio
Japón	0.45	-1.5***	-0.35**
UK	-0.73	-0.67***	0.07
Alemania	-0.68	-1.25***	-0.13
EEUU	-1.55	-0.68**	---
China	-1.63**	-1.28***	0.24***
Chile	-1.51	-0.68**	0.42*
Colombia	3*	-0.27	0.13

Nota: Asteriscos (***, **, *) indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente



División de Política Monetaria
Gerencia de Análisis Macroeconómico
Departamento de Proyecciones de Mediano Plazo

Efectos del ciclo externo sobre el consumo y la inversión en Chile¹

Jorge A. Fornero y Roberto Zúñiga

I. Introducción

En los últimos dos años el ciclo económico mundial ha estado marcado por el desarrollo del conflicto comercial entre EE.UU. y China, iniciado en marzo de 2018. Sus alcances y la magnitud de sus efectos aún son inciertos, sobre todo porque sigue magnificándose a un ritmo difícil de anticipar. Coincidentemente, desde mediados de 2018, y con mayor intensidad durante 2019, se ha observado una desaceleración en la actividad de economías emergentes y avanzadas. Esta ha sido acompañada de caídas en el comercio mundial y perspectivas más pesimistas sobre el crecimiento de este año y el próximo². Junto a este peor panorama, han aumentado los niveles de incertidumbre. Índices de volatilidad como el VIX y premios por riesgo soberano se han mantenido en niveles mayores a los observados previamente a 2018.

Frente a este escenario, es útil intentar cuantificar los efectos que el conflicto comercial podría tener sobre la economía doméstica. Dichos efectos se pueden transmitir mediante múltiples canales. Uno es el canal directo del comercio exterior: ante la menor demanda externa y el aumento de tarifas cabe esperar una desaceleración en las exportaciones chilenas. Otro canal de transmisión es financiero: ante un escenario más incierto se produce un flujo de capitales hacia activos menos riesgosos y de mayor liquidez, con consecuencias negativas en la bolsa y aumentos en el tipo de cambio.

Un tercer canal de transmisión, y sobre el cual se enfoca esta minuta, es el canal de expectativas. De acuerdo a este mecanismo, el peor escenario externo debilita la confianza de consumidores y empresarios locales, lo cual afecta negativamente sus decisiones de gasto y se traduce en un debilitamiento de la demanda interna.

En lo reciente, se constata una sincronización entre la agudización del conflicto comercial entre China y Estados Unidos y el deterioro de las expectativas domésticas de empresarios y consumidores. En efecto, la Figura 1 muestra que tanto las expectativas domésticas como internacionales presentan tendencias a la baja, ubicándose todas en el margen en terreno pesimista.

Esta minuta describe un método para cuantificar los efectos de las peores condiciones externa–impulsadas en los últimos trimestres por la guerra comercial–sobre las expectativas de

¹ Se agradecen los comentarios y sugerencias de Elías Albagli, Miguel Fuentes y Andrés Sansone.

² Por ejemplo, entre enero y julio, el WEO del FMI ha recortado la proyección de crecimiento del año en 0.3% en 2019 y 0.1% en 2020. En este IPoM también se revisa a la baja el crecimiento de los SS.CC. emergentes.

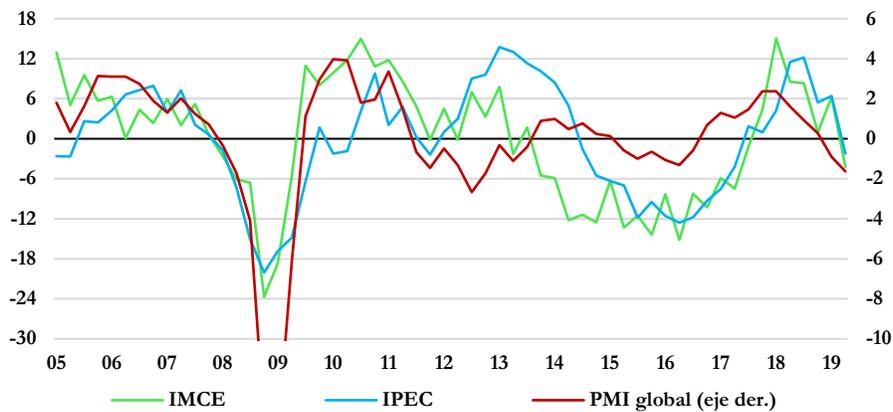


los agentes privados en Chile y, por su intermedio también cuantificar si sus decisiones de gasto (consumo e inversión) se ven afectadas.

Para este fin, se presenta un ejercicio econométrico con un modelo estructural de vectores auto-regresivos (SVAR), siguiendo la minuta de Albagli y Luttini (2015). Sin embargo, la especificación de este modelo es extendida y adaptada para responder a la pregunta de interés (ver sección siguiente).³

Los resultados muestran que un deterioro en las variables de actividad externa tiene (i) un efecto negativo inmediato y persistente en las expectativas, y (ii) uno más rezagado pero persistente en la demanda interna. Los efectos son de mayor magnitud y persistencia en las expectativas empresariales e inversión, en comparación con los efectos en expectativas y gasto de consumidores.

Figura 1: PMI global e indicadores de confianza de consumidores (IPEC) y empresarios (IMCE) (desviación respecto a su promedio histórico)



El resto de esta minuta sigue la siguiente estructura: en la sección II se describe el conjunto de datos usados en el ejercicio. La sección III presenta una breve descripción metodológica. La sección IV presenta los resultados. La sección final entrega las conclusiones.

II. Datos

Esta sección describe los datos utilizados y la estrategia para reducir la dimensión del modelo, pues existen muchas variables externas a considerar. La estrategia implementada consiste en obtener el primer componente principal de variables externas reales y de variables financieras siguiendo una metodología estándar.⁴

³ El shock de interés es un shock real de actividad mundial con menores términos de intercambio (guerra comercial).

⁴ Esta manera de tratar a las variables externas es diferente a Albagli y Luttini (2015). Los autores calcularon el primer y segundo componente principal de un grupo heterogéneo de variables externas, tanto financieras como reales.



II.a. Variables Externas

El ciclo económico mundial se sintetiza en tres variables: dos componentes principales y un proxy del ciclo de inversión minera.

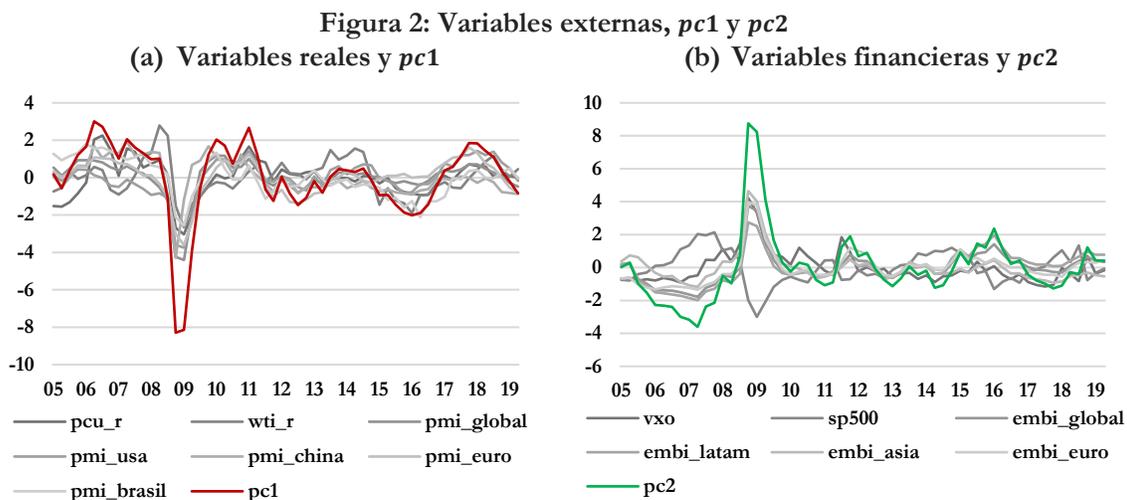
Definimos $pc1$ como el primer componente principal de un grupo de variables reales:

- Actividad en las principales economías emergentes y avanzadas (PMI⁵ manufactureros de EE.UU., Europa, China, Brasil, global)
- Precios reales de productos primarios (precios del cobre y petróleo relativos a un índice general de precios externos de los socios comerciales de Chile).

Definimos $pc2$ como el primer componente principal de un grupo de variables financieras:

- Índices de valor de la bolsa americana (SP500),
- Volatilidad de precios de activos (VXO) y
- Premios soberanos (EMBI de Europa, Asia, Latinoamérica y global).

La Figura 2 muestra la evolución de las variables normalizadas en desvíos respecto de su promedio. Se aprecia una alta correlación entre las variables originales y, como consecuencia de ello, no es sorprendente que el primer componente principal explica un alto porcentaje de la varianza de cada grupo (62% y 76% para $pc1$ y $pc2$ respectivamente).



Finalmente, dada la evidencia de que el ciclo de inversión minera local responde a un ciclo global (García y Olea, 2015) consideramos la inversión minera de Australia como una variable instrumental del ciclo de inversión minera reciente en Chile. Denotamos a esta variable $imin$.

⁵ *Purchasing Manager's Index* es un índice que resume si el mercado se está expandiendo, manteniendo o contrayendo, según la percepción de agentes de compras.

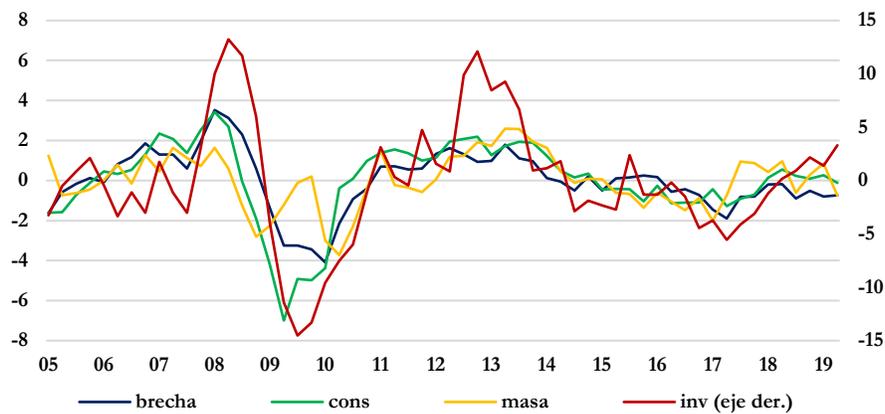


II.b. Variables de componentes de demanda domésticas

Para el SVAR de inversión, las variables de interés comprenden: la brecha de producto⁶ (*brecha*), la formación bruta de capital fijo (*inv*). En cambio, el SVAR de consumo considera el consumo privado (*cons*) y una medida de ingreso real. En particular, utilizamos la masa salarial⁷ (*masa*) por simplicidad.

Se aplica un filtro HP (Hodrick y Prescott, 1997) sobre el logaritmo de los niveles reales de las series de inversión, consumo y masa salarial para obtener el componente cíclico de cada una. Las series resultantes y la brecha de producto, se muestran en la Figura 3.

Figura 3: Brecha de producto, consumo privado, masa salarial e inversión (componente cíclico, %)



II.c. Variables de expectativas e incertidumbre domésticas

Siguiendo a Albagli y Luttini (2015), el SVAR de inversión incluye una medida de confianza o expectativas empresariales construida usando preguntas seleccionadas del indicador mensual de confianza empresarial (IMCE), elaborado por ICARE. En particular, seleccionamos preguntas específicas de los sectores industria y comercio, omitiéndose los sectores minería y construcción. Dentro de los sectores mencionados, se consideran las preguntas relativas a la situación futura de la empresa en los próximos 3 y 6 meses. Para cada pregunta, el índice se calcula como el porcentaje de respuestas positivas u optimistas (p), menos el porcentaje de respuestas negativas o pesimistas (n), es decir:

$$imce = p - n.$$

Luego, se calcula el promedio simple de las cuatro preguntas (dos preguntas y dos sectores). Este índice se normaliza de manera que el valor 0 corresponde a un 100% de respuestas negativas y el valor 100 corresponde a un 100% de respuestas positivas.

⁶ La brecha de producto se calcula sobre el PIB no minera, de acuerdo a los métodos expuestos en Aldunate et al. (2019).

⁷ Para detalles sobre la estimación de la masa salarial real véase (Barrero et al., 2017)



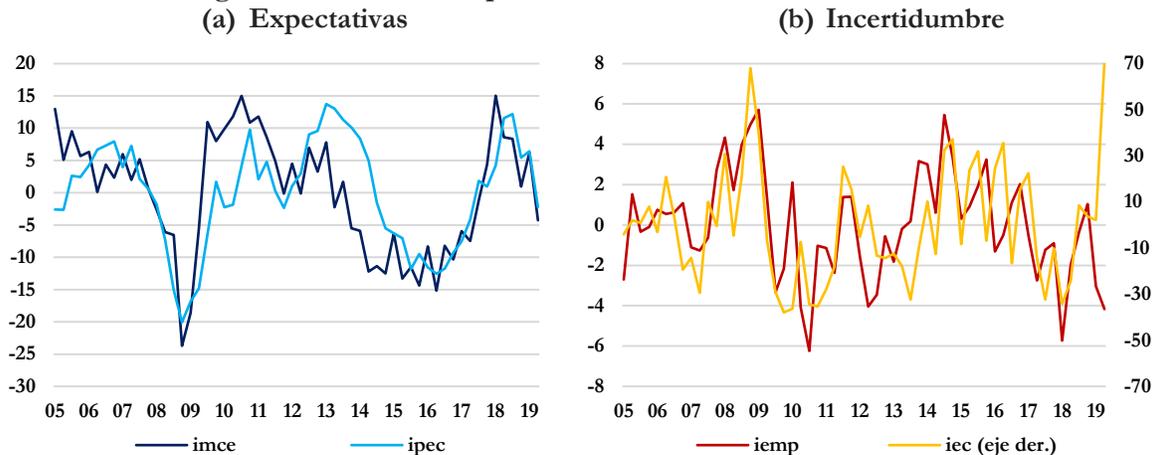
Por último, el SVAR se completa con una medida de incertidumbre de las empresas (*iemp*), siguiendo a Bachmann et al. (2013), calculada como la dispersión en las respuestas del IMCE medida por:

$$iemp = \sqrt{p + n - (p - n)^2}.$$

El SVAR de consumo incluye una medida de confianza de los consumidores. El índice construido toma las respuestas a la pregunta: “¿Diría usted que actualmente estamos en un buen momento o un mal momento para comprar artículos para el hogar?”, que forma parte del índice de percepción de la economía (IPEC), elaborado por GfK. La variable se normaliza de manera análoga a como se procedió con las preguntas del IMCE. Finalmente, el SVAR se completa con el índice de incertidumbre económica (*iec*) para Chile, elaborado por CLAPES UC (Cerde et al., 2018) en base a la selección de palabras clave de la prensa.

Las medidas de expectativas se muestran en la Figura 4, panel (a). Se aprecia una alta correlación entre las expectativas de los consumidores y el indicador construido del IMCE. En el panel (b), por su parte, se ilustran los niveles de incertidumbre, para los cuales se destaca su volatilidad.

Figura 4: Medidas de expectativas e incertidumbre domésticas



III. Metodología SVAR

El objetivo de este ejercicio es identificar el efecto de un *shock* a las condiciones externas sobre la inversión y el consumo domésticos. Para tal efecto se estima un modelo VAR estructural o SVAR⁸ que incluye las variables externas y domésticas descritas en la sección previa. En esta sección se presenta una breve descripción del método empleado.

⁸ Los modelos SVAR fueron propuestos por Sims (1980) como una metodología alternativa a los modelos macroeconómicos a gran escala conformados por sistemas de ecuaciones dinámicas. Una revisión completa de esta literatura está más allá del alcance de esta minuta. El lector interesado puede referirse a Kilian y Lütkepohl (2017), Kilian (2013), Lütkepohl (2011) y Canova (2007) para un análisis exhaustivo.



Las variables externas y domésticas se agrupan en los vectores y_t^* e y_t respectivamente. Se asume que el vector $[y_t^* y_t']$ evoluciona de acuerdo al siguiente modelo de vectores autorregresivos:

$$[y_t^* y_t'] \begin{bmatrix} A_{01} & 0 \\ A_{03} & A_{04} \end{bmatrix} = \sum_{l=1}^p [y_{t-l}^* y_{t-l}'] \begin{bmatrix} A_{l1} & 0 \\ A_{l3} & A_{l4} \end{bmatrix} + c + [\varepsilon_t^* \varepsilon_t']$$

Las matrices A_i y el vector de constantes c son los parámetros estructurales, mientras que p denota el orden de rezago del modelo. Los bloques con ceros en el sistema reflejan el supuesto de exogeneidad de bloques del modelo, como lo propuso Zha (1999). Este supuesto es importante para dar cuenta de que la chilena es una economía pequeña y abierta, sujeta a shocks externos, pero cuyos *shocks* domésticos no afectan significativamente al resto del mundo.

Los vectores ε_t^* y ε_t corresponden a los *shocks* estructurales, externos y domésticos respectivamente, para los cuales se asume una distribución gaussiana con media de cero y matriz de varianza-covarianza igual a la identidad, esto es, los *shocks* estructurales son independientes entre sí.

Por conveniencia en la notación, el modelo se puede escribir de forma compacta como:

$$Y_t' A_0 = X_t' A_+ + \xi_t', \quad (1)$$

donde $Y_t' = [y_t^* y_t']$, $X_t' = [Y_{t-1}' \dots Y_{t-p}']$, $A_+ = [A_1' A_2' \dots A_p' c']$.

La forma estructural (1) no se estima directamente, sino a partir de la forma reducida y bajo ciertos supuestos de identificación que se detallan a continuación. Primero, se denota la forma reducida del VAR como:

$$Y_t' = X_t' B + u_t'$$

donde B es la matriz de coeficientes de la forma reducida y u_t son los residuos del modelo, para los cuales se asume media cero y matriz de varianza-covarianza $E[u_t u_t'] = \Sigma$. La relación entre los parámetros de las formas reducida y estructural es

$$B = A_+ A_0^{-1}, u_t' = \xi_t' A_0^{-1} \text{ y } \Sigma = (A_0 A_0')^{-1}. \quad (2)$$

Los parámetros de la forma reducida, B y Σ , se estiman por el método de Máxima Verosimilitud⁹. La suposición de exogeneidad de bloques implica que el modelo de forma reducida no puede estimarse ecuación por ecuación usando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

De la ecuación (2) se sigue que la identificación de la forma estructural consiste en encontrar una matriz A_0 tal que $\Sigma = (A_0 A_0')^{-1}$. Puesto que no existe una única matriz A_0 que cumple esta condición, se requiere un supuesto adicional. En este ejercicio se asume un esquema de identificación recursivo, según el cual las variables del sistema $([y_t^* y_t'])$ están ordenadas de

⁹ Ver Hamilton (1994) para una discusión exhaustiva de esta metodología.



manera específica, donde la primera variable es la más exógena y cada variable que le sigue es más endógena que la anterior. Bajo este supuesto, la matriz A_0 se obtiene por descomposición de Cholesky de Σ .

Debe notarse que los valores exactos de las entradas de la matriz A_0 son específicos para cada orden posible de las variables y , por lo tanto, no son únicos. El investigador necesita basarse en algún argumento teórico para justificar la especificación del esquema de identificación. Uno de los principales inconvenientes de este enfoque es que la teoría económica no puede incorporarse directamente en el modelo. Además, incluso en aquellos casos en los que la teoría es capaz de sugerir un orden particular de causalidad entre las variables del sistema, el modelo puede entregar funciones de impulso y respuesta potencialmente contra-intuitivas.

IV. Resultados

Como se anticipó en la sección II, en este ejercicio se definen dos modelos: uno para inversión y otro para consumo. Luego, para cada modelo, se examina la respuesta de las variables de demanda y expectativas ante un shock que deteriora la actividad externa. El modelo SVAR de inversión incluye las variables externas $y^* = [pc1, pc2, imin]$ y las variables domésticas $y = [imce, iemp, brecha, inv]$. Esta especificación es la misma de Albagli y Luttini (2015), salvo por una diferencia en el cálculo de las dos componentes principales para las variables externas. Por otra parte, el modelo de consumo incluye las variables externas $y^* = [pc1, pc2]$ y las variables domésticas $y = [iec, ipec, brecha, masa, cons]$.

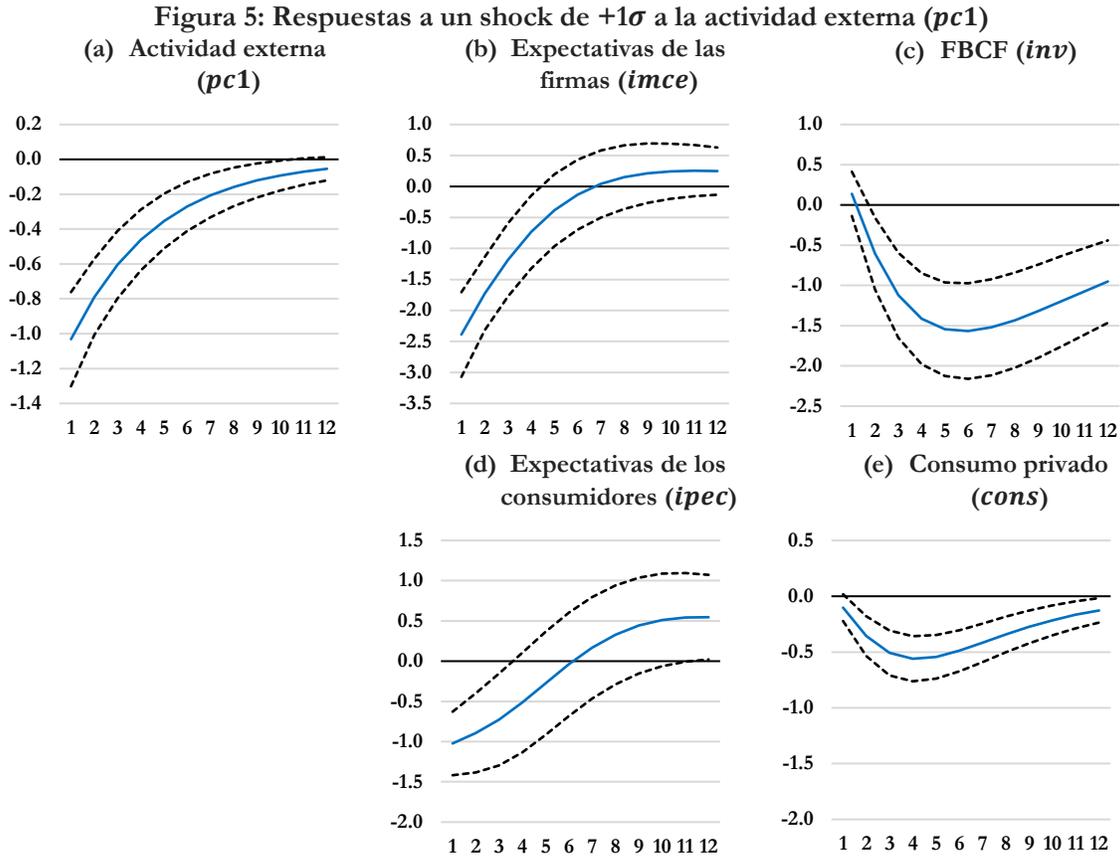
La figura 5 muestra las respuestas de las variables ante un shock negativo a la actividad externa. El panel (a), que muestra la respuesta de $pc1$, da cuenta de la magnitud y persistencia del shock. Se trata de un shock de tamaño igual a un desvío estándar y que tiene efectos significativos sobre la actividad externa hasta pasados tres años. El tamaño de este *shock* es consistente con la evolución de la variable $pc1$ en el último año: desde diciembre 2018 esta acumula una caída de 1.2 puntos. Además, el *shock* inferido por el modelo acumula 1.1 puntos de caída en los últimos 4 trimestres.

Los paneles (b) y (c) muestran las respuestas de las expectativas de las firmas y de la inversión respectivamente. Las expectativas sufren una caída significativa, cercana a 2.5 puntos del IMCE, pues los empresarios anticipan una demanda más debilitada debido al peor escenario externo. Este efecto dura por cerca de 8 trimestres. En paralelo, se observa una caída significativa y persistente de la inversión, cercana a 1.5% un año después del shock. El impacto de un deterioro de la actividad global puede transmitirse a la inversión a través de, al menos, dos canales. Primero, el canal del comercio exterior: la inversión se debilitaría porque resulta más caro importar insumos como maquinarias y equipos. Y segundo, el canal de expectativas, según el cual los empresarios, previendo un escenario de demanda más pesimista, optan por suspender o detener proyectos de inversión.

Los paneles (d) y (e) muestran las respuestas de las expectativas de los consumidores medidas por el IPEC y del consumo privado. El IPEC presenta una caída significativa aunque acotada, en torno a un punto, que al cabo de 6 trimestres se revierte. Esta dinámica más acotada



en el consumo podría tener múltiples explicaciones.¹⁰ Se observa una caída en torno a 0.5% después de un año del *shock*. En resumen, el *shock* bajo análisis tiene un menor impacto sobre el consumo que sobre la inversión.



Nota: La línea sólida azul representa la respuesta mediana de las variables ante un shock a $pc1$ de tamaño igual a un desvío estándar. Las líneas punteadas representan bandas de 68% de confianza.

V. Conclusiones

Para aislar el efecto de la actividad externa sobre los indicadores de expectativas y en la demanda interna locales, se estimó un modelo estructural de vectores auto-regresivos. Los resultados muestran que un deterioro en las variables de actividad externa tiene un efecto negativo inmediato y persistente en las expectativas. Y uno más rezagado pero persistente en la demanda interna. Los efectos son de mayor magnitud en expectativas empresariales e inversión, que en expectativas y gasto de consumidores.

¹⁰ Podría sugerir que el gasto de consumo es menos elástico al ingreso (hipótesis de ingreso permanente) en comparación con el gasto de inversión que realizan los empresarios, pero también podría indicar que los consumidores tienen más posibilidades de sustitución ante cambio de precios relativos.



Estas estimaciones proveen rangos de los posibles de efectos del deterioro en la actividad global sobre la demanda interna. Sin embargo, a estas magnitudes, se deben adicionar los posibles efectos a través de otros mecanismos de transmisión, tales como el canal financiero y el menor comercio internacional. Además, la evolución del conflicto comercial no permite descartar escenarios donde la incertidumbre crezca, las expectativas se deterioren aún más y el efecto sobre la demanda interna sea aún mayor.

REFERENCIAS

Albagli, E. y E. Luttini (2015). "*Confianza, Incertidumbre e Inversión en Chile: Evidencia Macro y Micro de la Encuesta IMCE*", División de Estudios de la GAM, BCCh.

Bachmann R., S. Elstner y E. Sims (2013), "*Uncertainty and economic activity: evidence from Business Survey Data*". American Economic Journal: Macroeconomics, vol. 5(2), p. 217-249.

Barrero, A., Fuentes, M., y Mena, J. (2017). "*Formalidad y Brechas de ingresos en el mercado laboral chileno*". Minutas Citadas en IPoM, Junio.

Canova, F. (2007), "*Methods for Applied Macroeconomic Research*", Princeton: Princeton University Press.

Aldunate, R.; Bullano, F.; Canales, M.; Contreras, G.; Fernández A.; Fornero, J.; García M.; García, B.; Peña, J.; Tapia, M. y Zúñiga, R. (2019). "*Estimación de Parámetros Estructurales de la Economía Chilena*", Mimeo, Banco Central de Chile.

Cerda, R., Silva, Á., y Valente, J. T. (2018). "*Impact of economic uncertainty in a small open economy: the case of Chile*". Applied Economics, 50(26), 2894-2908.

García, P. y S. Olea (2015), "*Inversión Minera y Ajuste Macroeconómico en Australia y Chile*", Documento de Política Económica BCCh N°56.

Hodrick, R. y E. Prescott (1997), "*Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*," Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing, vol. 29(1), pages 1-16, February.

Kilian L. y H. Lütkepohl (2017), *Structural Autoregressive analysis*, Cambridge University Press.

Kilian, L. (2013), "*Structural Vector Autoregressions*," in: Nigar Hashimzade, and Michael A. Thornton (eds.), *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing, chapter 22, pp. 515-554.

Lütkepohl, H. (2011), "*Vector Autoregressive Models*", in: Nigar Hashimzade, and Michael A. Thornton (eds.), *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing, chapter 6, pp. 139-164.

Sims, C.A. (1980), "*Macroeconomics and Reality*", *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48.



Zha, T. (1999), "*Block Recursion and Structural Vector Autoregressions*", *Journal of Econometrics*, vol. 90 (2), pp 291-316.