



Ejercicio de tensión para fondos mutuos de renta fija
Nicolás Álvarez, Antonio Fernandois y Carlos Saavedra^{1/}
Noviembre de 2018

I. Introducción

Esta minuta tiene como objetivo cuantificar un escenario de tensión sobre los fondos mutuos de renta fija, específicamente vía retiros de fondos por parte de los clientes, ante un alza de 100 pb en las tasas de interés, a lo largo de la curva. Los resultados, con datos hasta julio 2018 indican que este *shock* se traduciría en una liquidación de aproximadamente el 40% del portfolio al cabo de dos meses. El tamaño de esta reducción sería similar en magnitudes a lo que ocurrió en octubre-noviembre del 2005, donde el patrimonio cayó en 45% al cabo de dos meses, oportunidad en donde el alza de tasas del BCP5 llegó a un máximo de 100 pb.

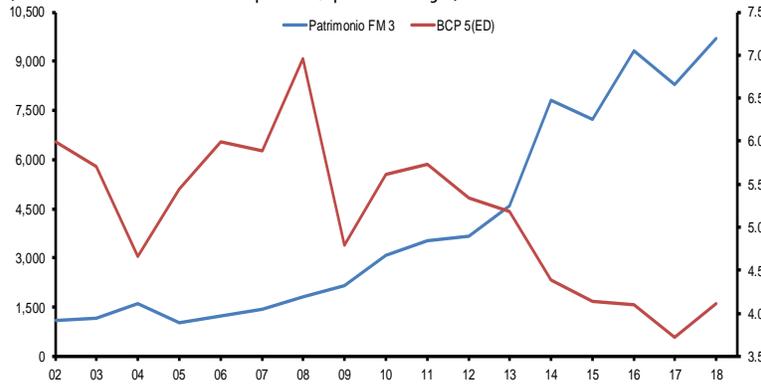
II. Fondos Mutuos de Renta Fija

Los fondos mutuos de renta fija, más conocidos como FM3, son aquellos que invierten en instrumentos de deuda de mediano y largo plazo, donde la duración mínima de la cartera debe ser superior a los 365 días. Estos fondos han aumentado de manera considerable su tamaño desde el año 2010, triplicando su patrimonio desde entonces (Figura 1). Este crecimiento se dio en un contexto donde las tasas de interés de mediano y largo plazo disminuían hacia niveles mínimos históricos, lo que dio paso a que este tipo de fondos se constituyera en una atractiva alternativa de inversión en un escenario de bajo rendimiento relativo de activos de renta variable.

^{1/} Gerencia de Estabilidad Financiera, División de Política Financiera, Banco Central de Chile.



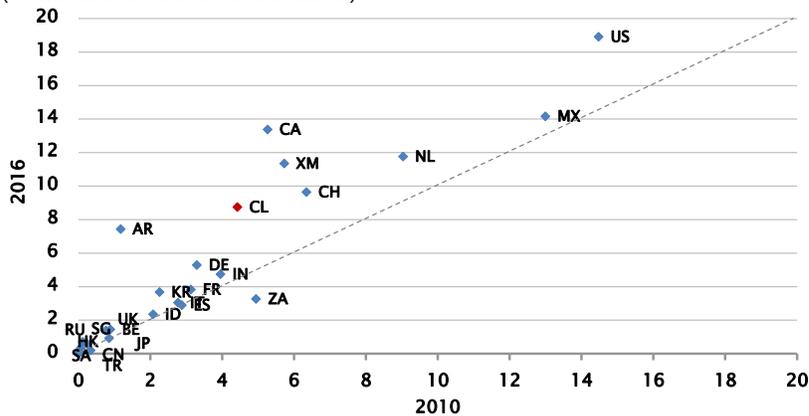
Figura 1: Patrimonio Fondos Mutuos tipo 3
(miles de millones de pesos, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile y CMF

El crecimiento de los fondos mutuos de renta fija observado en Chile no es exclusivo de nuestro país, dado que la caída de tasas de largo plazo y el efecto positivo en rentabilidad en estos fondos es algo que también se observó en otras jurisdicciones. En la comparación internacional se observa que este tipo de fondos ha crecido en muchos países, con Chile ubicado entre aquellos que más aumentaron su tamaño. Además, al relacionar el tamaño de estos fondos con los activos del sistema bancario, Chile también destaca por su tamaño, el que es comparable al de economías avanzadas como Alemania y Francia (Figura 2).

Figura 2: Crecimiento Fondos Mutuos de renta fija
(% de activos sistema bancario)



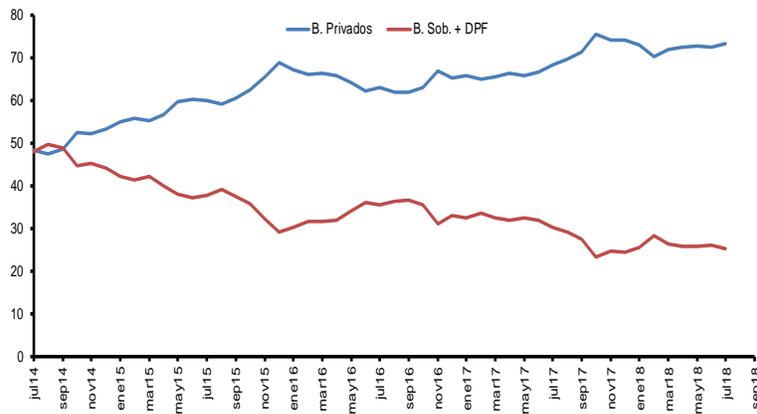
(*) AR = Argentina; AU = Australia; BE = Belgium; CA = Canada; CH = Switzerland; CL = Chile; CN = China; DE = Germany; EA = Euro area; ES = Spain; FR = France; HK = Hong Kong; ID = Indonesia; IE = Ireland; IN = India; IT = Italy; JP = Japan; KR = Korea; KY = the Cayman Islands; MX = Mexico; NL = Netherlands; RU = Russia; SA = Saudi Arabia; SG = Singapore; TR = Turkey; UK = United Kingdom; US = United States; ZA = South Africa.

Fuente: FSB "Global Shadow Banking Monitoring Report 2017"



En cuanto a la composición de la cartera de los FM3 en Chile, esta se ha modificado en los últimos años, migrando hacia activos de mayor retorno y riesgo relativo (crédito y liquidez). Así, la porción de bonos bancarios y corporativos ha aumentado su participación dentro de la cartera, en desmedro de bonos soberanos locales, lo que puede entenderse como otra forma de generar un retorno adicional, una vez que las tasas de interés se han estabilizado desde el 2015 en adelante (Figura 3).

Figura 3: Cartera de inversión local Fondos Mutuos tipo 3 (porcentaje del portafolio)



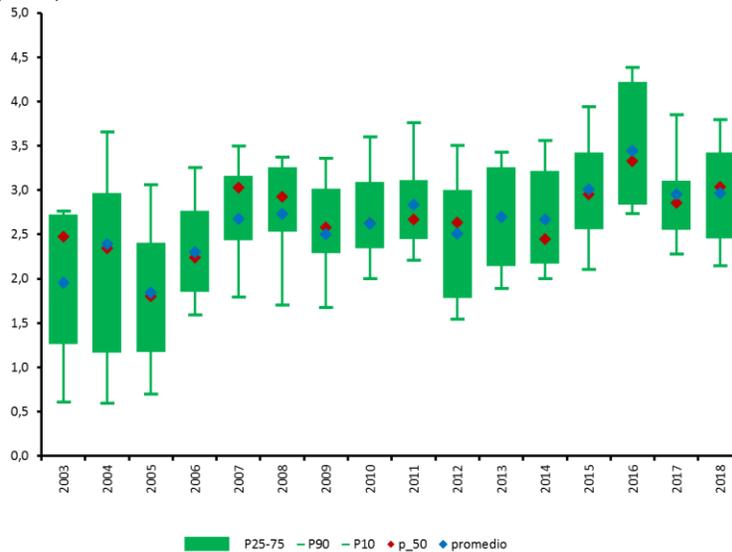
(*) Bonos privados considera bonos bancarios y corporativos.

Fuente: CMF y Banco Central de Chile

Por último, la duración del portafolio de los FM3 también muestra que la exposición al riesgo de tasa ha aumentado a lo largo del tiempo. En la Figura 4 se puede ver, que la mediana de la duración del portafolio aumentó en alrededor de un año entre el 2012 y 2016. A partir de entonces ha dejado de subir, estabilizándose actualmente en niveles de 3 años.



Figura 4: Duración de FM3 por administradora (años)



Fuente: Banco Central de Chile en base a información de CMF.

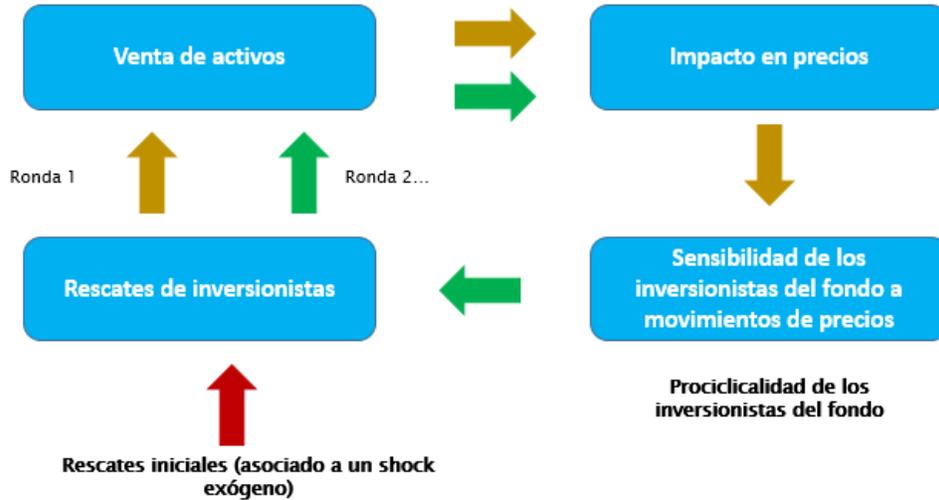
III. Ejercicio de tensión

A pesar que no existe una metodología estándar para realizar pruebas de tensión a fondos mutuos de renta fija, sí existen algunos lineamientos generales que se repiten en la literatura. El objetivo final de estas investigaciones ha sido estimar el impacto que tienen ventas masivas de estos fondos en precios y liquidez del mercado (Baranova et al., 2017; FMI, 2015; y Cetorelli et al., 2016). En el escenario base se plantea un *shock* exógeno que se traduce en solicitudes de rescates de recursos del fondo por parte de los clientes, las que en general se calibran con datos históricos. En el caso de Cetorelli et al. (2016), los autores imponen un *shock* inesperado en la curva de rendimiento de la economía, lo que gatilla los rescates.

El ejercicio propuesto para Chile comienza con rescates iniciales desde los fondos mutuos que reaccionan a un *shock* exógeno de tasas de interés. Estos rescates se traducen en venta de activos por parte del fondo, que pueden ser enfrentado a través de dos estrategias o una mezcla de ellas: ventas "tipo proporcionales" o "según liquidez". La forma en cómo se realiza esta liquidación genera impactos diferentes en precios de mercado de los diversos activos, lo que a su vez afecta la percepción de los inversionistas sobre el mismo fondo, quienes actúan pro-cíclicamente solicitando nuevos rescates (Figura 5).



Figura 5: Descripción de la dinámica de rescate ante un *shock exógeno*



Fuente: Baranova et al. (2017).

Modelación flujos fondos mutuos tipo 3

La información considerada para el análisis corresponde a datos mensuales del patrimonio a nivel de sistema entre enero 2000 a julio 2018 (223 observaciones). La variable de interés es el cambio en el patrimonio de los fondos mutuos tipo 3, ajustado por la rentabilidad nominal mensual de los FM3 (r_t^3) para estimar un *proxy* del flujo neto del mes:

$$F_t = (Pat_t - Pat_{t-1})x(1 - r_t^3) \quad (1)$$

donde F_t es el flujo mensual en el mes t , Pat_t es el patrimonio del FM3 en el mes t , y r_t^3 es la rentabilidad nominal mensual del FM3 entre el mes $t-1$ y t .

Siguiendo la metodología de Coval y Stafford (2007), modelamos los flujos y el cambio porcentual en el patrimonio de los FM3 de la siguiente forma:

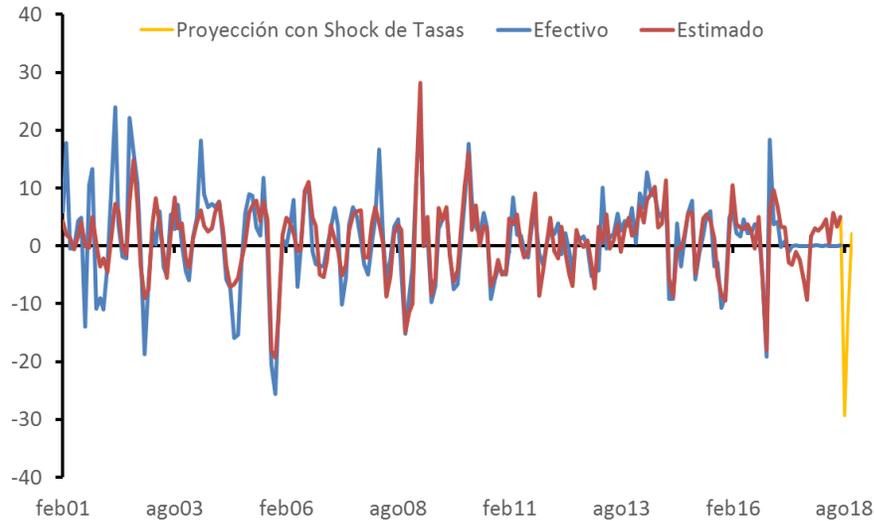
$$F_t = \alpha + \sum_{n=1}^{12} \gamma_n F_{t-n} + \sum_{m=0}^{12} \beta_m (r_{t-m}^3 - r_{t-m}^1) + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde F_t corresponde al flujo del mes, o alternativamente puede ser el cambio porcentual mensual en el patrimonio del FM3; $(r_t^3 - r_t^1)$ corresponde al diferencial de retorno entre el FM3 y los fondos mutuos tipo 1 (FM1). El modelo en general consigue ajustar relativamente bien los cambios en el portafolio a través del tiempo, con un R^2 en torno al 65% (Figura 6).



Considerando este modelo, aplicamos un *shock* de 100 pb al alza en la curva de rendimiento. El tamaño del *shock* es similar al utilizado en otros países, para este mismo tipo de ejercicios. Este *shock* generaría una revalorización del portafolio que podría inducir retiros relevantes por parte de los partícipes, debido a las rentabilidades negativas que exhibirían los FM3, los que en el escenario planteado podrían significar retiros equivalentes a un 40% del patrimonio en un periodo de 2 meses. Como se puede observar en la Figura 6, el tamaño del *shock* a simular es similar al ocurrido en octubre-noviembre del 2005, caída que el modelo ajustó de buena forma y que coincide con alzas en las tasas de interés soberanas que en aquella época llegaron a alcanzar un máximo de 100 pb.

Figura 6: Estimación Flujos FM3
(porcentaje del patrimonio)

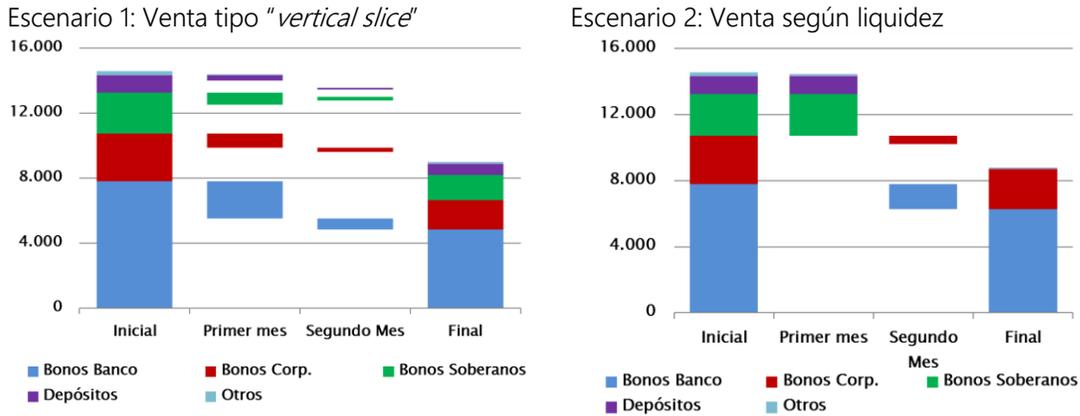


Fuente: Elaboración propia

Como se observa en la Figura 7, los fondos en general utilizarían dos estrategias (o una mezcla de ellas) para liquidar activos. La primera es una estrategia donde se venden los activos en forma proporcional al portafolio y que se denomina aquí como Escenario 1 o "*vertical slice*"; la segunda es una estrategia de venta "*según liquidez*", donde se venden los activos más líquidos primero, lo que denominamos Escenario 2. Los activos líquidos serían básicamente los bonos soberanos y los depósitos a plazo.



Figura 7: Impacto de *shock* en portafolio de FM3
(millones de US\$, agosto-septiembre 2018)



Fuente: elaboración propia.

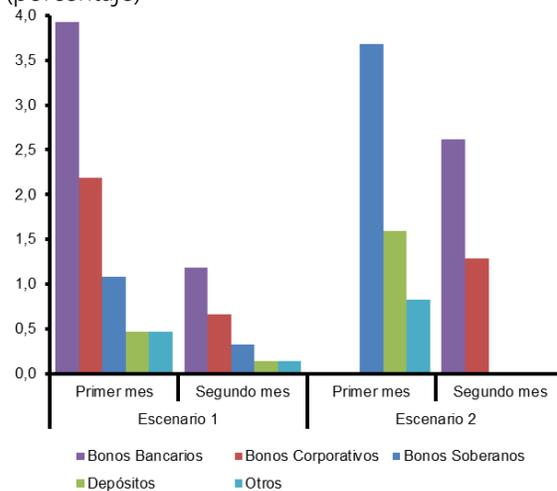
Como se observa en la Figura 8, ante los retiros que enfrentarían los FM3 en un escenario de tensión, la venta de bonos bancarios y corporativos sería intensa en el Escenario 1 ("vertical slice"), dado que proporcionalmente esos instrumentos son los más importantes dentro del portafolio. En términos de *stocks*, la venta de bonos bancarios podría representar hasta un 4% en el primer mes del *shock*, y esas ventas podrían tener efectos importantes en términos de precios en el mercado secundario, debido que estos montos serían hasta 2,5 veces el volumen transado semanalmente. En tanto en el Escenario 2 o "venta según liquidez", los bonos soberanos serían los más vendidos en el primer mes, llegando éstos a representar un 3,7% del stock de bonos soberanos, que equivalen a un 1,7 veces el volumen semanal transado. En el segundo mes se liquidaría el remanente en bonos bancarios y corporativos, que representaría más de 1,5 veces el volumen semanal transado.

El efecto en precios de mercado derivado de la venta de estos instrumentos dependería de la intensidad con la que ocurran estas liquidaciones. Por ejemplo, si esta se concentra en pocos días u ocurre a lo largo del mes, y/o del apetito que exista por esos instrumentos en ese determinado momento por parte de agentes como Fondos de Pensiones, lo que podría intensificar aún más, o atenuar estas liquidaciones masivas de instrumentos. En ese sentido, este ejercicio corresponde a uno de equilibrio parcial.

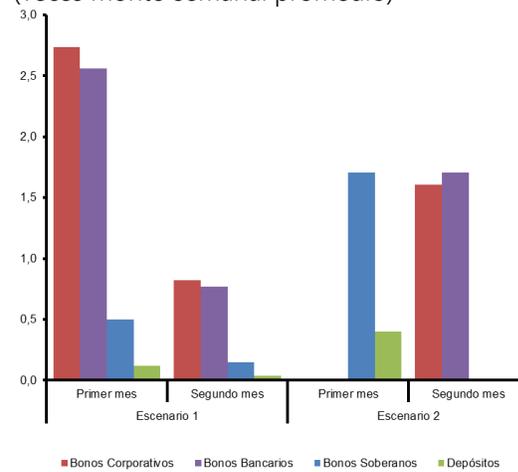


Figura 8: Efecto de un rescate en portafolio Fondos Mutuos tipo 3, según estrategia

Impacto como % del *Stock* Total (porcentaje)



Impacto en Mercado Secundario (veces monto semanal promedio)



Fuente: Banco Central de Chile en base a DCV y CMF

IV. Comentarios Finales

Los activos manejados por los fondos mutuos, en particular los FM3, crecieron significativamente en los últimos años. En un escenario de tensión, caracterizado por un alza abrupta en el nivel de las tasas de interés, los FM3 podrían enfrentar retiros de fondos que alcanzarían 40% de sus patrimonios en un período de dos meses. Lo anterior implicaría venta de activos por un monto significativo si se da en un corto lapso de tiempo, con eventuales impactos en precios en mercados secundarios, y por tanto amplificando el *shock* inicial exógeno de tasas de interés.



Referencias

Baranova, Coen, Lowen, Noss y Silvestri (2017). Simulating stress test across the financial system: the resilience of corporate bond markets and the role of investment funds. Financial Stability Paper N° 42, Bank of England.

Cetorelli, Duarte y Eisenbach (2016). ¿Are Asset Managers Vulnerable to Fire Sales? Liberty Street Economics, Federal Reserve Bank of New York (Febrero 2016).

Coval y Stafford (2007). Asset fire sales (and purchases) in equity markets. Journal of Financial Economics 86, 479-512.

FMI (2015). United States. Financial Sector Assessment Program. Stress Testing – Technical Note. IMF Country Report N°15. Fondo Monetario Internacional.

FMI (2014). Global Financial Stability Report. Fondo Monetario Internacional. Abril.

FMI (2015). Global Financial Stability Report. Fondo Monetario Internacional. Abril

FSB (2018) Global Shadow Banking Monitoring Report 2017. Financial Stability Board.



Clasificación de empresas chilenas de acuerdo a su tipo de deuda

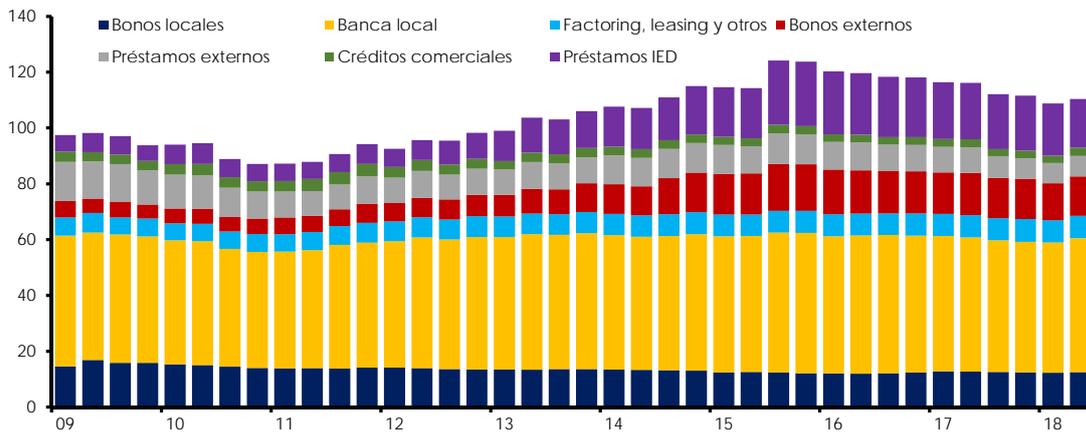
Jorge Fernández y Francisco Vásquez^{1/}

Noviembre de 2018

I. Fuentes de financiamiento de empresas en Chile

En los diversos Informes de Estabilidad Financiera, se ha reportado la evolución de la deuda de las empresas chilenas, las que poseen diversas fuentes de financiamiento (gráfico N°1).

Gráfico N°1:
Deuda total de empresas no bancarias, por tipo de deuda (*)
(porcentaje del PIB)



(*) Basado en información a nivel de empresa con la excepción de "Factoring, leasing y otros", bonos securitizados y efectos de comercio. Se considera el PIB de año móvil terminado en cada trimestre. Deuda externa convertida a pesos según el tipo de cambio promedio del último mes de cada trimestre. Fuente: Banco Central de Chile en base a información de Achef, SBIF y CMF.

Dichas fuentes de financiamiento corresponden a recursos de origen local y/o externo, los cuales se detallan a continuación:

Fuentes locales:

- Bonos locales: se incluyen bonos corporativos, bonos securitizados con subyacente de origen no bancario y los efectos de comercio.
- Banca local: incluye los créditos comerciales a empresas, COMEX y créditos comerciales a personas –sin considerar créditos universitarios- entregados por

^{1/} Gerencia de Estabilidad Financiera, División de Política Financiera, Banco Central de Chile. Agradecemos los comentarios de Rodrigo Alfaro y de María Ignacia Valencia.



los bancos. En ciertos análisis, como el presentado en esta minuta, incluye los créditos contingentes.

- Factoring, leasing y otros: incluye créditos del tipo factoring (bancario y los principales no bancarios), leasing y otros oferentes como las compañías de seguros de vida.

Fuentes externas:

- Bonos externos: emitidos en el exterior por residentes.
- Préstamos externos: incluye principalmente préstamos de bancos comerciales externos así como de organismos multilaterales.
- Préstamos asociados a Inversión Extranjera Directa (IED): corresponde a los créditos matriz - filial, entre residentes y no residentes de una economía. No incluye los pasivos por títulos de participación en el capital, utilidades reinvertidas ni derivados.
- Créditos comerciales: corresponde a una estimación de las cuentas por pagar de importadores con sus proveedores en el extranjero.

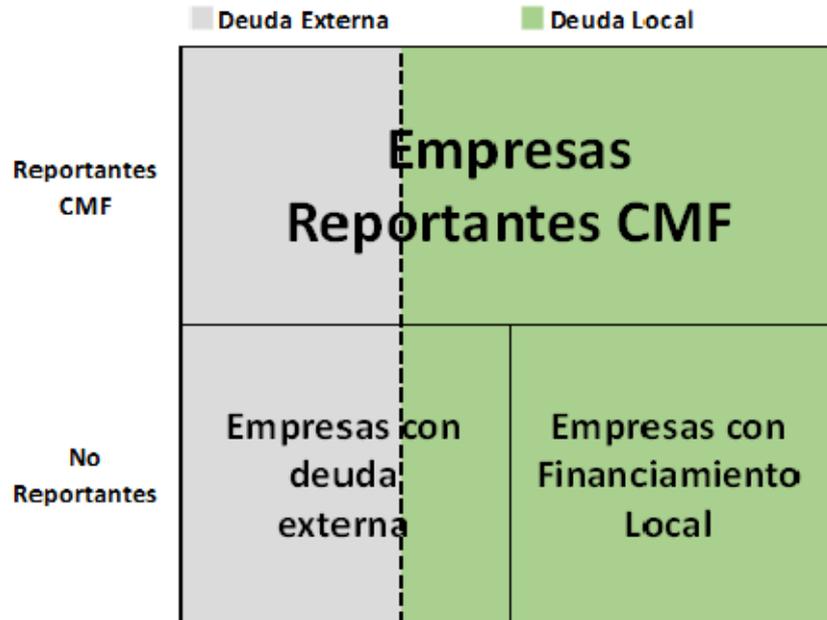
Con el objetivo de analizar esta deuda, se utiliza información a nivel de firma disponible para gran parte de estas fuentes de financiamiento, con excepción de bonos securitizados, efectos de comercio, factoring, leasing y otros. Uno de los principales análisis corresponde a diferenciar la firma por tipo de deuda utilizada, lo cual se detalla en la siguiente sección.

II. Grupos de empresas por tipo de deuda utilizada

Uno de los objetivos de agrupar a las firmas por sus fuentes de financiamiento es identificar aquellas que sólo se financian con bancos locales del resto de empresas que utilizan otras fuentes alternativas. Existen dos grandes variables que se utilizan para hacer esta diferenciación (esquema N°1).



Esquema N°1



La primera variable identifica a las empresas que reportan a la Comisión para el Mercado Financiero (“Reportantes CMF”). Estas empresas pueden emitir bonos locales y tienen otras fuentes adicionales de financiamiento (gráfico N°2, bloque izquierdo). Si bien no todas las firmas utilizan estas fuentes, se opta por diferenciar el grupo completo dado que en diversos análisis se puede utilizar la información adicional que se tiene de este grupo, como por ejemplo el reporte de Estados Financieros públicos. Para incorporar el efecto de los créditos dentro de los grupos empresariales como un todo, se consideran no solo las empresas que reportan, sino que sus filiales directas y, dentro de lo posible, indirectas en base a la información pública disponible. En el Informe de Estabilidad Financiera se reporta la deuda de este grupo con dos fuentes diferentes: la primera, es la presentada en esta minuta, es decir, la deuda de empresas en Chile que reportan a la CMF además de sus filiales y la segunda, corresponde a la reportada en la sección de indicadores financieros, donde se muestra la deuda consolidada y restringida, excluyendo empresas financieras, estatales y mineras. Es importante destacar esta diferencia, pues ambos montos de deuda no tienen por qué coincidir. Por ejemplo, en el gráfico presentado en este documento no se incluyen las deudas de las filiales en el extranjero, las cuales se incluyen en los reportes consolidados. Eliminado esta diferencia, se han realizado análisis internos entre los balances individuales y la deuda utilizada en esta minuta con un alto nivel de concordancia entre ambas fuentes.

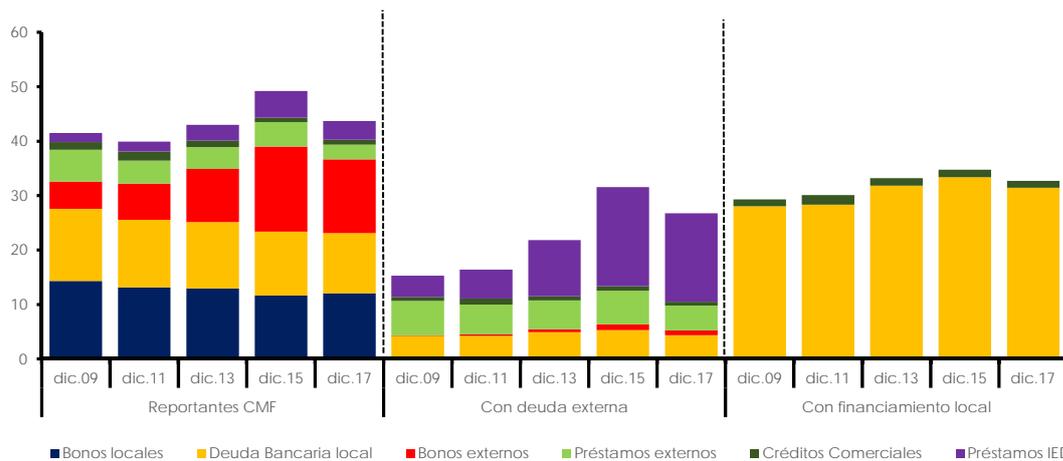
La segunda variable identifica si las empresas tienen o no deuda externa, por lo que se distinguen las firmas que utilizan o han utilizado esta fuente de recursos desde el año 2009 (“Con deuda externa”, gráfico N°2, bloque central). En esta clasificación no se consideran los créditos comerciales y cuentas



por pagar con proveedores extranjeros como fuente de financiamiento, ya que se asocian a operaciones de importación más que a obtención de préstamos^{2/}.

Incorporando estas dos variables obtenemos -como complemento- las empresas que no reportan a la CMF, ni son filiales, y que no han tenido deuda externa. Este grupo es el que denominamos empresas "Con financiamiento local", pues dependen de la banca local para la obtención de créditos (gráfico N°2, bloque derecho). En estas empresas es donde la evolución de la deuda bancaria se asemeja más a la evolución del total de créditos, a diferencia de los grupos mencionados anteriormente.

Gráfico N°2:
Deuda total de empresas no bancarias, por tipo de deuda y tipo de empresa (*)
 (porcentaje del PIB)



(*) Basado en información a nivel de empresa. Se considera el PIB de año terminado en cada trimestre. Deuda bancaria local incluye créditos contingentes, personas y comex. No incluye créditos universitarios a personas. Préstamos externos incluye a organismos multilaterales. Deuda externa convertida a pesos según el tipo de cambio promedio del último mes de cada trimestre. Fuente: Banco Central de Chile en base a información de Achef, SBIF y CMF.

Algunos hechos estilizados de la deuda por tipo de empresa. En primer lugar, destaca la importancia de bonos externos y deuda asociada a IED en el crecimiento de la deuda de los "Reportantes CMF" y "Con deuda externa", respectivamente. Si bien la deuda bancaria local parece estable, hay ciertos

^{2/} En la misma lógica del caso de las empresas reportantes a la CMF, para las firmas con deuda externa se busca incluir las filiales. Sin embargo, en este caso la información disponible es más escasa. Un trabajo en curso busca incluir filiales directas e indirectas en este grupo, así como ampliar el análisis a las filiales indirectas de empresas reportantes a la CMF.



meses donde parece ser usada como complemento de otras deudas, por ejemplo, durante el año 2012 cuando anticipa la deuda de bonos externos, con el consiguiente ajuste en los meses posteriores (ver el gráfico II.3 del Informe de Estabilidad Financiera de este semestre). Otro tema relevante es el impacto del tipo de cambio en los grupos con deuda externa. Si bien en la deuda local hay una porción de deuda indizada al dólar, este monto es muy menor comparado con el efecto de tipo de cambio en los otros dos grupos, donde variaciones relevantes del tipo de cambio se traducen en movimientos importantes de la deuda (ver, por ejemplo, en gráficos N°1 y N°2 donde el tipo de cambio cayó un 9,6% y eso llevó a la baja a la deuda externa). Finalmente es relevante destacar la importancia del grupo “Con financiamiento local” para los bancos locales. Gran parte de las colocaciones de la banca local se orientan a este tipo de empresas, por lo que la evolución de este grupo es relevante en la evolución de las colocaciones de estas instituciones.

III. Conclusiones

La división de la deuda de empresas por tipo de fuente de financiamiento permite identificar cual es la más relevante en la evolución del endeudamiento agregado, mientras que la diferenciación por tipo de empresa agrega una dimensión adicional para entender si el endeudamiento aumenta en empresas que sólo dependen de la banca local (“Con financiamiento local”) o son “Reportantes CMF” o si utilizan otra fuente de financiamiento externa. El poder monitorear la deuda con esta separación permite entender de mejor forma qué tipo de empresas explican el aumento o disminución de la deuda agregada.



Asimetría de la Distribución de Cupos Bancarios como Indicador de Alerta Temprana

Felipe Córdova y Agustina Mir^{1/}
Noviembre de 2018

I. Introducción

Uno de los desafíos que surge del análisis de endeudamiento de los hogares, es la creación de indicadores que permitan monitorear el sector y de esta forma detectar a tiempo vulnerabilidades que pudiesen traducirse en aumentos en las tasas de impago. Estos aumentos, eventualmente podrían tener efectos en las hojas de balance tanto de bancos como hogares, afectando la estabilidad del sistema financiero.

Entre los factores determinantes del impago o *default* la literatura destaca dos canales principales. [Elul et al. \(2010\)](#) y [Goodman et al. \(2010\)](#) describen y miden la relevancia de los canales de “liquidez” y “valoración” en el mercado hipotecario de Estados Unidos encontrando baja evidencia empírica soportando el segundo de estos canales en ausencia de un “gatillo” asociado al primero. Por una parte, el canal de liquidez se relaciona con la ocurrencia de impago cuando el deudor recibe un shock de ingreso, como por ejemplo la pérdida de empleo o un gasto inesperado, que le impide servir sus obligaciones. Por otra, el canal de valoración se refiere a situaciones donde el valor del activo colateral disminuye, llevando a situaciones donde el saldo adeudado es mayor al valor del activo, dejando al deudor “bajo el agua” y por tanto aumentando el incentivo a dejar de pagar la deuda. A este último tipo de evento también se le ha denominado impago “estratégico” en la literatura que se refiere a la evolución del mercado hipotecario. La institucionalidad chilena, la cual en términos de impago tiene características de “*full recourse*”^{2/}, desincentiva la ocurrencia de impago estratégico ([Ghent y Kudlyak, 2011](#)). Dado lo anterior, en este trabajo, nos enfocamos en la motivación de “liquidez” tras dichos episodios.

En relación al canal de liquidez, ante un shock negativo de ingreso o aumento de gasto, los individuos que intentan suavizar su consumo podrían aumentar su stock de deuda o hacer *default* de la deuda que mantenían previamente. Ante un shock, la opción más expedita para aumentar deuda —y por ende suavizar consumo— es a través de productos rotativos (cupos disponibles en líneas y tarjetas de crédito), por sobre la alternativa de tramitar un crédito en cuotas. De esta forma, shocks negativos al ingreso disponible de los hogares se traspasarían a aumentos de deuda rotativa (equivalente a una disminución en cupo disponible), los cuales podrían eventualmente convertirse en impago futuro dependiendo de la magnitud y persistencia del impacto inicial. En este contexto, el presente trabajo utiliza información granular del uso de rotativos, la cual contiene información sobre ocurrencia y magnitud de shocks de ingreso.

Basados en el trabajo de [Khandani et al. \(2010\)](#) se construye un índice de desvíos en la utilización de rotativos que intenta capturar dichos shocks de ingreso, para luego contrastarlos con el comportamiento de pago futuro y analizar la probabilidad de default agregada. Los resultados indican que el coeficiente de asimetría de la distribución del uso del cupo posee poder predictivo estadísticamente significativo respecto del impago futuro de los deudores.

^{1/} Gerencia de Estabilidad Financiera, División de Política Financiera, Banco Central de Chile.

^{2/} *Full recourse* se refiere a un marco legal en el cual, ante impago, no hay límite a la responsabilidad del deudor en términos de montos. Bajo este marco, el acreedor puede apropiarse de los activos del deudor más allá del colateral, para cubrir los saldos adeudados.



II. Datos

Para realizar este ejercicio se utilizaron datos administrativos del registro de deudores bancarios de la SBF disponibles a partir del año 2009. La base de datos cuenta por un lado con información del cupo disponible de todos los individuos bancarizados. Al mismo tiempo, contiene información sobre el stock de deuda hipotecaria y de consumo que mantienen los deudores bancarios, además del monto de dicha deuda que se encuentra en impago.

A julio de 2018 hay 5.042.789 individuos bancarizados de los que se tiene información de cupo disponible. De éstos, un 80% mantiene algún tipo de deuda, el 78% tiene deuda de consumo y un 18% tiene deuda hipotecaria. Para efectos de este trabajo, la muestra está compuesta por los individuos para los que se tiene información tanto de cupo disponible, como de algún tipo de deuda. Se utilizan los datos en frecuencia trimestral para el período comprendido entre 2012:1 a 2018:II.

Por último, con la información del monto de deuda impaga que mantienen los deudores se crea la variable de impago considerando los atrasos entre 90 y 180 días en las carteras de consumo y/o hipotecaria.

III. Metodología

En primer lugar, es necesario crear una variable que identifique shocks de ingreso estadísticamente significativos, para luego evaluar a nivel agregado cómo estos shocks afectan la probabilidad de default en el futuro.

Con el supuesto de que los individuos intentan suavizar consumo, ante una caída en sus ingresos ellos podrían aumentar su deuda o hacer default en la deuda que mantenían previamente y así mantener su consumo. La decisión que tomen dependerá de múltiples factores, entre ellos la posibilidad de anticiparse al shock, su persistencia y magnitud. En el caso de que decidan aumentar la deuda, la manera más rápida y fácil de hacerlo generalmente es haciendo uso de rotativos (tarjetas y líneas de crédito). De esta manera, cambios en el cupo disponible que sean significativos respecto a su nivel y varianza histórica, debiesen estar correlacionados con cambios sorpresivos en el ingreso disponible de los individuos. La información histórica del uso de rotativos por parte de los deudores permitiría captar shocks negativos de ingreso a través de shocks en el cupo disponible, los que en caso de persistentes podrían predecir impago futuro.

Siguiendo el trabajo de [Khandani et al. \(2010\)](#) replicamos la variable que los autores utilizan para identificar shocks de ingreso, con datos del cupo disponible de los individuos. Construimos el “**z-score**” (1) con la diferencia entre el cupo disponible del trimestre en curso y el promedio móvil anual, y luego dividimos la diferencia por la desviación estándar de la misma ventana móvil del promedio. De esta manera intentamos captar shocks repentinos de ingreso a través de movimientos poco comunes en el historial de uso de rotativos del deudor.

$$Z_{i,t} = \frac{\text{Cupo}_{i,t} - \text{Cupo Promedio}_{i,t-1}}{\sigma(\text{Cupo}_{i,t})} \quad (1)$$

La variable toma valores negativos cuando los individuos hacen uso más allá de lo usual de los rotativos.



Teniendo la variable que mide la presencia de shocks en el ingreso de los deudores miramos su comportamiento de pago en el futuro, separando la muestra entre quienes tuvieron o no tuvieron cambios significativos en el cupo disponible. En detalle, dado el valor del índice en un trimestre determinado, miramos los atrasos en el pago de la deuda 3 trimestres después en el caso de consumo y 1 trimestre después para la deuda hipotecaria. Específicamente miramos atrasos de entre 90 y 180 días, con la restricción de que previamente hayan estado al día en el pago de su deuda. El rezago definido para mirar los episodios de impago en consumo e hipotecario corresponde al peak de correlación entre ambas variables para cada caso (Anexo 1).

En los gráficos I y II se muestra la tasa de impago en consumo e hipotecario respectivamente, separando la muestra entre los deudores con índice negativo, es decir que tuvieron un shock negativo en su cupo disponible, y los con índice mayor o igual a cero. En los gráficos se puede ver claramente que existe una asimetría en la distribución del índice de cupo respecto a la tasa de impago de los deudores. Quienes experimentan shocks negativos de ingreso y por ende hacen mayor uso de rotativos, tienen mayores tasas de impago en el futuro que el resto. Este quiebre en la distribución del impago sugiere que los shocks en el uso de cupos adelantan episodios de impago en el futuro.

Gráfico I
TI Consumo con rezago de 3 trimestres
(porcentaje)

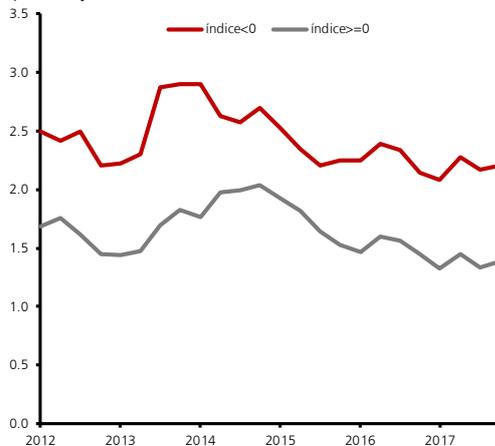
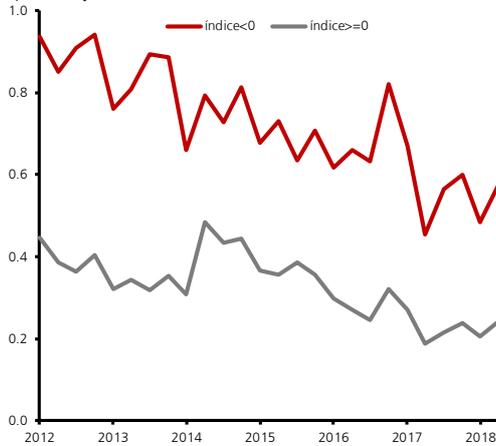


Gráfico II
TI Hipotecaria con rezago de 1 trimestre
(porcentaje)



(*) La tasa de impago considera atrasos entre 90 y 180 días.

Fuente: Banco Central de Chile en base a información de la SBIF.

Por último, se crea la variable del indicador de shock en el cupo disponible a nivel agregado como medida para proyectar y predecir los movimientos en la probabilidad de default agregada a futuro, mediante la correlación de ambas variables. La variable corresponde al porcentaje del total de deudores que tienen z-score negativo. Este índice de cupo a nivel agregado podría adelantar aumentos en la tasa de impago en el futuro si es que se observa mayor utilización de rotativos a nivel agregado o viceversa.



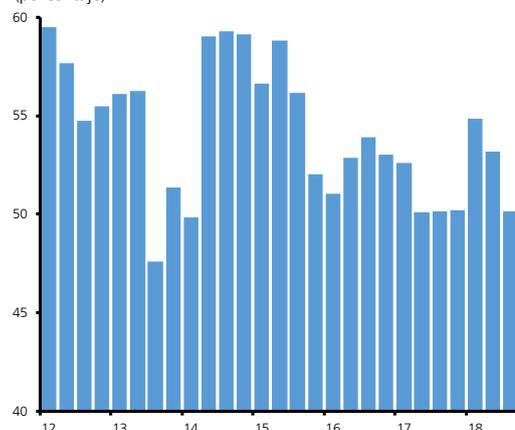
IV. Principales Resultados

En esta sección se muestran los resultados de los principales ejercicios realizados usando el índice de cupo disponible a nivel agregado como variable predictiva del comportamiento de impago agregado a futuro.

En primer lugar el gráfico III muestra la distribución del índice de cupo en el tiempo. Cuando el indicador es igual a 50 indica que la distribución es simétrica en el período. En cambio, períodos con el indicador por sobre 50 indica que hay una mayor proporción de deudores que está haciendo mayor uso de rotativos, y por ende podrían haber aumentos en la probabilidad de default en el futuro. Dado el rezago con el que se evalúa la correlación entre el uso de cupo disponible y el impago, la caída en los últimos trimestres del 2018 indicaría una caída en las tasas de impago hacia fines de 2018 y principios del 2019 debido a una menor proporción de deudores con shock negativo de cupo disponible.

Al correr la regresión a nivel agregado para la serie de tiempo de tasas de incumplimiento en función del rezago del índice agregado de cupo, se puede ver en la Tabla I que tanto para el impago en consumo como en hipotecario el índice es una variable explicativa significativa. Los movimientos que se observan en el uso de cupo disponible a nivel agregado correlacionan con los movimientos en la tasa de impago y podrían adelantar información de la probabilidad de default futura.

Gráfico III
Distribución del Índice de Cupo Utilizado (*)
(porcentaje)



(*) El índice corresponde al porcentaje de deudores con z-score negativo, que indica shock negativo en el cupo disponible.

Fuente: Banco Central de Chile en base a información de la SBIF.



Tabla I
Índice de Cupo e Impago

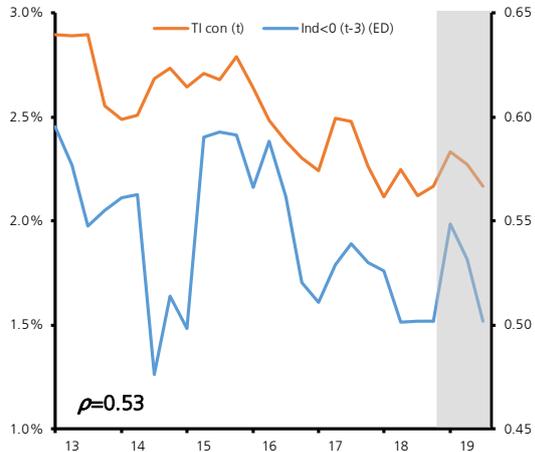
	TI consumo en 9m	TI Hipotecaria en 3m
Ind<0	0.04*** (0.01)	0.03*** (0.01)
Cons	0.00 (0.01)	0.00** (0.00)
R2	0.32	0.44

(*) Regresión a nivel agregado para la serie de tasas de incumplimiento en función del rezago del indicador de asimetría. Errores estándar entre paréntesis.

Los gráficos IV y V muestran en conjunto la tasa de impago y el índice de cupo de consumo e hipotecario respectivamente. De esta manera se observa la correlación existente entre ambas variables. El coeficiente de correlación es de 0.53 para consumo y de 0.4 para hipotecario. El área gris de ambos gráficos corresponde a una proyección de la tasa de impago basada en los datos efectivos del índice de cupo rezagados según la ventana de tiempo utilizada en cada caso.

En consumo, dada la estructura de rezago de tres trimestres, el índice de cupo sugiere un aumento en la tasa de impago para fines de 2018, la que luego se revertiría en los primeros trimestres del 2019. En cambio en la cartera hipotecaria el rezago de un trimestre el índice y la tasa de impago, se puede adelantar una caída en la tasa de impago de los deudores hipotecarios para fines de este año.

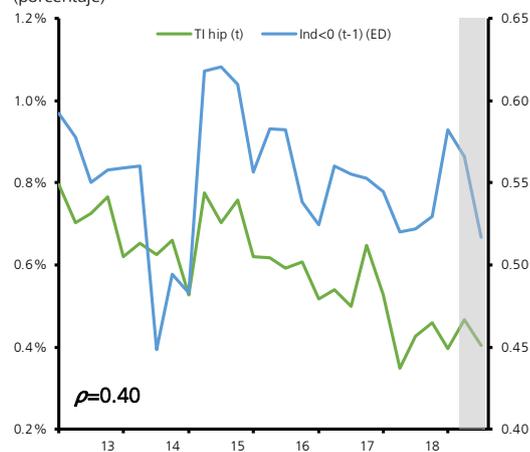
Gráfico IV
Índice y TI Consumo, rezago 3 trim
(porcentaje)



(*) La tasa de impago considera atrasos entre 90 y 180 días. El área gris corresponde a la proyección de la tasa de impago realizada con los datos de índice rezagados

Fuente: Banco Central de Chile en base a información de la SBIF.

Gráfico V
Índice y TI Hipotecaria, rezago 1 trim
(porcentaje)



(*) La tasa de impago considera atrasos entre 90 y 180 días. El área gris corresponde a la proyección de la tasa de impago realizada con los datos de índice rezagados

Fuente: Banco Central de Chile en base a información de la SBIF.

Por último, la persistencia del shock de ingreso y por ende en el uso del cupo disponible es un factor relevante para la significancia del shock y que éste posea poder predictivo en el impago futuro. Como test de robustez y tomando en consideración la relevancia de la persistencia del shock estimamos el índice de cupo tomando en cuenta los deudores que tienen caídas significativas en el cupo disponible por dos y tres trimestres seguidos. Es decir que tienen z-score negativo por dos o tres periodos



consecutivos. En estos casos la correlación del índice con la tasa de impago es menor que en el caso descrito anteriormente, pero sigue su misma tendencia y en niveles similares (Anexo gráficos A.III y A.IV).

V. Reflexiones Finales

El monitoreo y la evaluación temprana de la situación financiera de los hogares es relevante no solo por los problemas que se puedan generar en los balances de los hogares, sino que también, aumentos en el impago de los deudores repercute en los balances de los bancos y por ende en la estabilidad financiera. Uno de los factores determinantes del default son los shocks negativos de ingreso. Frente a caídas repentinas del ingreso, para suavizar el consumo, los deudores pueden tomar más deuda o no pagar las obligaciones que mantenían previamente. En el caso de aumentar su deuda, el uso de rotativos es la manera más expedita de hacerlo. Dado lo anterior, en este trabajo se usa información del cupo disponible de los deudores para captar shocks de ingreso y contrastarlos con medidas de impago futuro. Los resultados dan cuenta que aumentos en el uso de rotativos por sobre movimientos usuales contienen información que permite predecir de manera agregada eventos de impago futuro. Quienes aumentan el uso de rotativos de manera repentina, presentan en promedio tasas de impago más altas más adelante. La correlación entre el uso de rotativos y eventos de impago rezagados aporta una manera alternativa de monitorear la situación financiera de los hogares, con el objetivo de identificar vulnerabilidades en el sector y prevenir episodios de impago que puedan tener implicancias de estabilidad financiera.

VI. Referencias

Elul R, N Souleles, S Chomsisengphet, D Glennon, y R Hunt (2010). "What "Triggers" Mortgage Default?" *American Economic Review*, 100 (2): 490-94.

Ghent A y M Kudlyak (2011). "Recourse and Residential Mortgage Default: Evidence from U.S. States". Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper No. 09-10R.

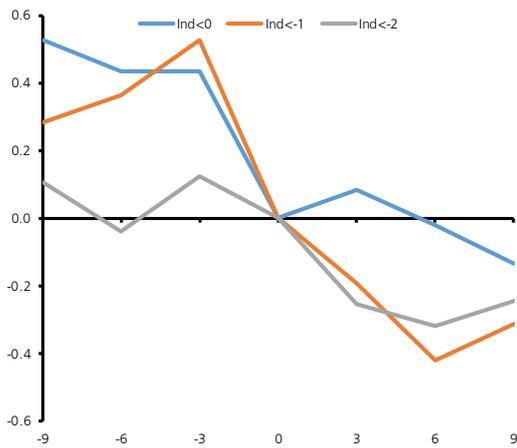
Goodman L S, R Ashworth, B Landy, y K Yin (2010). "Negative equity trumps unemployment in predicting defaults." *The Journal of Fixed Income* 19(4): 67.

Khandani A, K Adlar y A Lo (2010). "Consumer credit-risk models via machine-learning algorithms," *Journal of Banking & Finance* 34(11): 2767-2787.



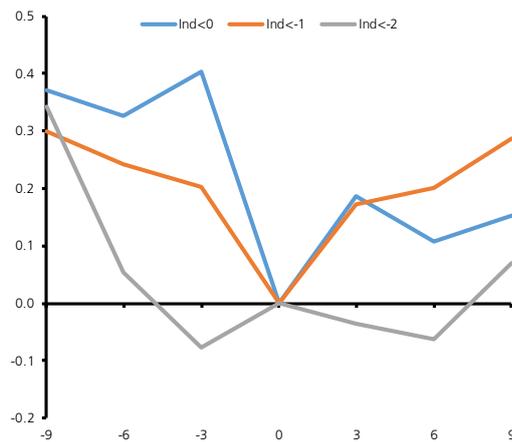
Anexo

Grafico A.I
Índice vs TI Consumo - Correlación con distintos rezagos



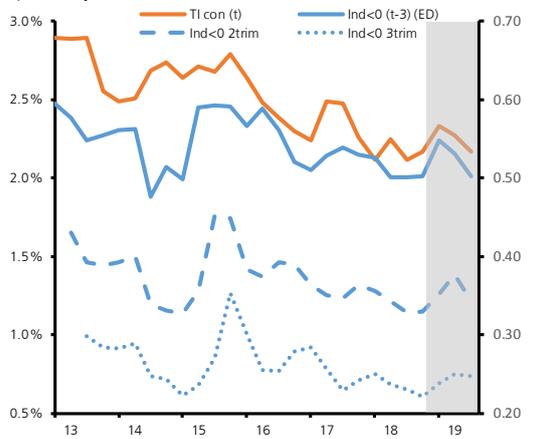
(*) El eje horizontal corresponde a los rezagos trimestrales con los que se evalúa la correlación entre ambas variables. El máximo en -9 del ind<0 sugiere que el uso de cupos adelanta episodios de impago en torno a tres trimestres.

Grafico A.II
Índice vs TI Hipotecaria - Correlación con distintos rezagos



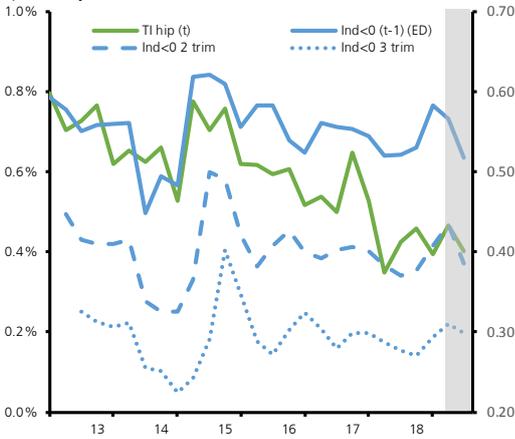
(*) El eje horizontal corresponde a los rezagos trimestrales con los que se evalúa la correlación entre ambas variables. El máximo en -3 sugiere que el uso de cupos adelanta episodios de impago en torno a un trimestre.

Gráfico A.III
Índice y TI Consumo, rezago 3 trim
(porcentaje)



(*) La tasa de impago considera atrasos entre 90 y 180 días. El área gris corresponde a la proyección de la tasa de impago realizada con los datos del índice de cupo rezagado y las líneas discontinuas corresponden a quienes tienen índice de cupo negativo por 2 o 3 trimestres consecutivos.

Gráfico A.IV
Índice y TI Hip, rezago 1 trim
(porcentaje)



(*) La tasa de impago considera atrasos entre 90 y 180 días. El área gris corresponde a la proyección de la tasa de impago realizada con los datos del índice de cupo rezagado y las líneas discontinuas corresponden a quienes tienen índice de cupo negativo por 2 o 3 trimestres consecutivos.



Descomposición de tasas de crecimiento de colocaciones comerciales

Juan Francisco Martínez y Daniel Oda^{1/}
Noviembre 2018

1. Introducción

Las tasas de crecimiento miden las variaciones de una serie en el tiempo. Dichas variables pueden estar calculadas a partir componentes o transformadas a otro tipo de unidades. Un claro ejemplo de lo anterior es el crecimiento de las colocaciones bancarias, donde el total es la suma de colocaciones en diversas monedas (CLP, UF, USD, etc.) y cuyo crecimiento se mide en términos reales (descontando el efecto de la inflación).

La presente minuta propone una metodología para descomponer el crecimiento en sus factores con el fin de determinar la incidencia de cada uno de sus componentes en el valor total.

2. Metodología

En economía laboral se utiliza la metodología propuesta por Blinder (1973) y Oaxaca (1973) para descomponer las diferencias salariales entre hombres y mujeres. En su propuesta, las diferencias salariales se deben tanto a diferencias en los niveles de los factores (x_i) que determinan el salario como a sus pagos (β_i). Dado que el salario (w_i) está determinado por la interacción de ambos componentes no es posible, inicialmente, verificar la incidencia de cada uno en la diferencia total. No obstante, la descomposición de Blinder-Oaxaca separa la diferencia en dos componentes, de tal forma que:

$$w_m - w_f = \beta_m x_m - \beta_f x_f = (\beta_m - \beta_f) x_m + \beta_f (x_m - x_f) \quad (1)$$

Este mismo procedimiento se puede aplicar a variaciones temporales que tienen una forma lineal tal como:

$$y_t - y_{t-1} = x_t' \beta_t - x_{t-1}' \beta_{t-1} \quad (2)$$

^{1/} Gerencia de Estabilidad Financiera, División de Política Financiera, Banco Central de Chile.

Donde y_t es un variable observada en el periodo t que está definida por el vector x_t y β_t . Cabe señalar que en el caso específico en que x_t y β_t fueran escalares, se puede aplicar logaritmos para descomponer el crecimiento logarítmico en sus dos componentes^{2/}. No obstante, esto no es posible cuando y_t es una agregación lineal de varios componentes.

A la ecuación (2) se le puede agregar $x_t'\beta_{t-1} - x_t'\beta_{t-1}$ sin alterar la igualdad. De esta forma tenemos que:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= x_t'\beta_t - x_{t-1}'\beta_{t-1} + x_t'\beta_{t-1} - x_t'\beta_{t-1} \\ \Delta y_t &= \Delta x_t'\beta_{t-1} + x_t'\Delta\beta_t\end{aligned}\quad (3)$$

A través de la ecuación (3) se separa Δy_t en una parte explicada por Δx_t y por otra debido a $\Delta\beta_t$. Adicionalmente, si se requiere utilizar los cambios porcentuales se divide la ecuación (3) entre y_{t-1} con lo que, en el caso de escalares, se obtiene:

$$\begin{aligned}\frac{\Delta y_t}{y_{t-1}} &= \frac{1}{x_{t-1}\beta_{t-1}} \Delta x_t \beta_{t-1} + \frac{1}{x_{t-1}\beta_{t-1}} x_t \Delta \beta_t \\ \Delta \% y_t &= \Delta \% x_t + (1 + \Delta \% x_t) \Delta \% \beta_t\end{aligned}\quad (4)$$

3. Aplicación

En el caso particular de las colocaciones comerciales, estas se definen, en UF, por:

$$L_t^T = L_t^{MN} \widetilde{UF}_t + L_t^{UF} + L_t^{ME} \widetilde{UF}_t USD_t \quad (5)$$

Donde L_t^T son las colocaciones comerciales totales en UF, L_t^{MN} son las colocaciones en moneda nacional, L_t^{UF} son las colocaciones en UF, L_t^{ME} son las colocaciones en moneda extranjera (casi en su totalidad en USD), y $\widetilde{UF}_t \equiv 1/UF_t$ corresponde al recíproco de la UF.

Aplicando la descomposición descrita anteriormente es posible separar el crecimiento real de las colocaciones comerciales en:

$$\frac{\Delta L_t^T}{L_{t-1}^T} = \underbrace{\frac{\Delta L_t^{MN}}{L_{t-1}^T} \widetilde{UF}_{t-1}}_{MN} + \underbrace{\frac{\Delta L_t^{UF}}{L_{t-1}^T}}_{UF} + \underbrace{\frac{\Delta L_t^{ME}}{L_{t-1}^T} \widetilde{UF}_{t-1} USD_{t-1}}_{ME} + \underbrace{\frac{\Delta \widetilde{UF}_t}{L_{t-1}^T} (L_t^{MN} + L_t^{ME} USD_t)}_{Inflación} + \underbrace{\frac{\Delta USD_t}{L_{t-1}^T} L_t^{ME} \widetilde{UF}_{t-1}}_{Tipo de cambio} \quad (6)$$

Es decir, el crecimiento se puede explicar por las variaciones en las colocaciones en moneda nacional, en UF y en moneda extranjera, y por la inflación y la variación del tipo de cambio. Se puede transformar la ecuación (5) para descomponer el crecimiento en las variaciones de cada uno de los factores y su participación en el total en el periodo anterior (s_{t-1}^i), de tal forma que:

^{2/} En tal caso, el cambio logarítmico estaría definido como: $\ln(y_t) - \ln(y_{t-1}) = [\ln(x_t) - \ln(x_{t-1})] + [\ln(\beta_t) - \ln(\beta_{t-1})]$

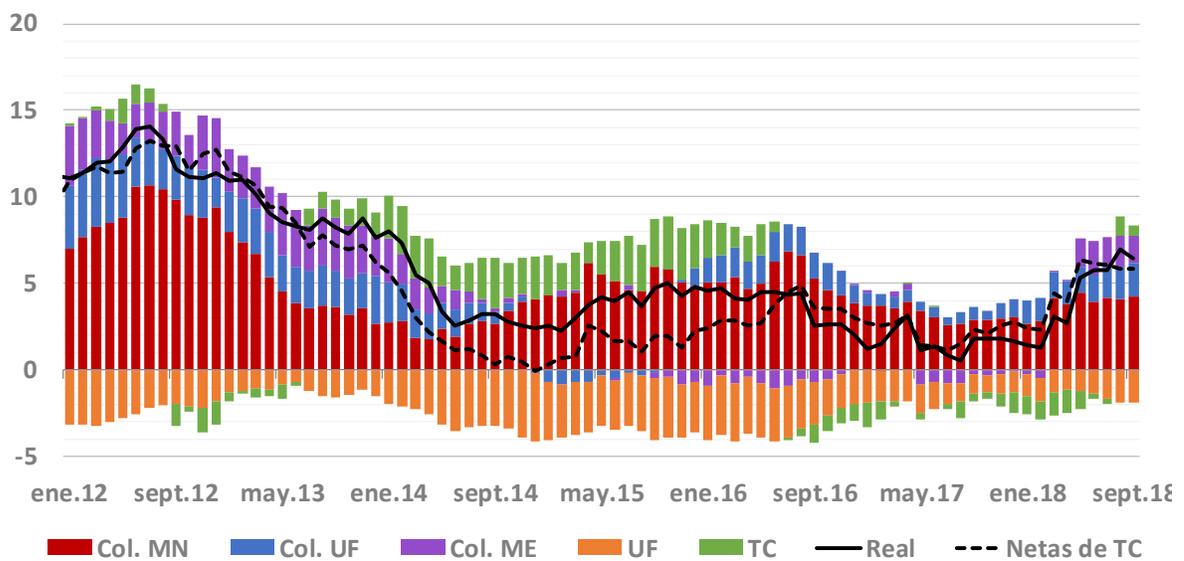
$$\Delta\%L_t^T = \Delta\%L_t^{MN} \cdot s_{t-1}^{MN} + \Delta\%L_t^{UF} \cdot s_{t-1}^{UF} + \Delta\%L_t^{ME} \cdot s_{t-1}^{ME} + \Delta\%USD_t \cdot s_{t-1}^{ME}(1 + \Delta\%L_t^{ME}) + \Delta\%\tilde{UF}_t [s_{t-1}^{MN}(1 + \Delta\%L_t^{MN}) + s_{t-1}^{ME}(1 + \Delta\%L_t^{ME})(1 + \Delta\%USD_t)]$$

Colocaciones MN
Colocaciones UF
Colocaciones ME
Tipo de cambio
Inflación

De esta forma, se puede asumir invariante cualquier factor (cuya variación sería igual a cero), lo que sería equivalente a sustraer su aporte en el crecimiento total.

El gráfico siguiente muestra la descomposición del crecimiento anual de las colocaciones comerciales. Se puede observar la incidencia negativa de la inflación en el crecimiento de las colocaciones, principalmente por tratarse de colocaciones en moneda nacional. También se puede observar la importancia de la depreciación del tipo de cambio en el crecimiento reciente.

Crecimiento de las colocaciones comerciales (*)
(variación anual, porcentaje)



(*) Desagregado por causa de la variación. Incluye créditos contingentes.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información de la SBIF.

Cabe destacar que la inflación tiene impacto tanto para las colocaciones en pesos como en las colocaciones en moneda extranjera, en tanto el tipo de cambio está denominado en pesos. Por tanto, puede afirmarse que existe una relación directa entre el efecto de la inflación y el tipo de cambio. La alternativa es utilizar el tipo de cambio expresado en UF. En este caso, se utilizaría una variación del tipo de cambio descontando la inflación. No obstante, la variación del tipo de cambio nominal es un concepto que se utiliza mayormente. La ecuación (6) se transformaría en:

$$\frac{\Delta L_t^T}{L_{t-1}^T} = \underbrace{\frac{\Delta L_t^{MN}}{L_{t-1}^T} \widehat{UF}_{t-1}}_{MN} + \underbrace{\frac{\Delta L_t^{UF}}{L_{t-1}^T}}_{UF} + \underbrace{\frac{\Delta L_t^{ME}}{L_{t-1}^T} USD_{t-1}^{UF}}_{ME} + \underbrace{\frac{\Delta UF_t}{L_{t-1}^T} L_t^{MN}}_{Inflación} + \underbrace{\frac{\Delta USD_t^{UF}}{L_{t-1}^T} L_t^{ME}}_{Tipo de cambio}$$

La descomposición utilizando la variación en UF del tipo de cambio no cambian sustancialmente los resultados.

Referencias

Blinder, Alan S. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates" The Journal of Human Resources, Vol. 8, No. 4, pp. 436-455 Autumn, 1973.

Oaxaca, R. L. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets," International Economic Review, Vol 14(3), pp. 693-709.



Identificación de los efectos de los factores de riesgo macro-financieros en los ejercicios de tensión

Juan Francisco Martínez y Daniel Oda^{1/}
Noviembre 2018

Resumen

Las pruebas de tensión son una herramienta ampliamente utilizada para evaluar la resistencia del sistema bancario. Este ejercicio estima las pérdidas potenciales de los bancos en un escenario de estrés extremo pero plausible. En particular, la definición de escenarios y la evaluación de los efectos de los factores que la componen, son esenciales para la interpretación de los resultados.

Este documento describe la metodología para identificar escenarios de estrés y descomponer el riesgo crediticio total del sistema bancario de acuerdo con el origen de cada shock. Los resultados muestran que en un escenario de estrés severo, aunque la actividad económica es el factor principal, el aumento abrupto en las tasas de interés origina alrededor de un tercio del riesgo de crédito total, mientras que la depreciación del tipo de cambio representa el 10%.

1. Introducción

Los ejercicios de estrés realizados por el Banco Central de Chile estiman las pérdidas potenciales de las empresas bancarias en un escenario macro-financiero estresante extremo pero plausible. Bajo este marco, el riesgo de crédito se calcula mediante un modelo econométrico que relaciona las variables financieras del sistema bancario (provisiones, crecimiento del crédito y castigos) con variables macroeconómicas, tales como el crecimiento del PIB, tasas de interés y tipos de cambio.

Aunque el escenario incluye shocks en varios factores macro-financieros, la metodología estima el riesgo conjunto de un escenario determinado. Típicamente, el escenario es caracterizado por una contracción de la actividad económica. No obstante, a pesar que los cambios en las tasas de interés o una fuerte devaluación tienen un impacto directo en el riesgo de mercado, también tienen un efecto en el riesgo de crédito. Teniendo en cuenta que la relación de riesgo de crédito no es lineal con respecto a las variables macro-financieras, descomponemos el riesgo crediticio total de acuerdo con los factores macroeconómicos estresados.

2. Modelo de riesgo de crédito

El modelo utilizado en los ejercicios de tensión para riesgos de crédito considera una especificación de Vectores Auto-Regresivos (VAR restringida que incorpora shocks en el tipo de cambio, las tasas de interés y la actividad económica (Alfaro et al., 2011, Martínez et al., 2017), tal como se muestra en la Figura 1.

^{1/} Gerencia de Estabilidad Financiera, División de Política Financiera, Banco Central de Chile.

Figura 1. Modelo de riesgo de crédito
(especificación VAR)

Explicativa	Dependiente							
	Tipo de cambio	Tasas de interés	Crec. del PIB	Desempleo	Colocaciones	Castigos	Gasto en provisiones	Margen
Tipo de cambio	X				X		X	
Tasas de interés		X	X		X		X	
Crecimiento del PIB			X	X	X	X	X	
Desempleo				X		X	X	
Colocaciones					X	X	X	X
Castigos					X	X	X	
Gasto en provisiones					X		X	
Margen								X

Fuente: Elaboración propia en base a Martínez et al. (2017).

La Figura 2 muestra tanto las variables como el periodo de tiempo utilizado para el ejercicio empírico. En este ejercicio, se utilizan series de variables exógenas, las cuales son estresadas en el modelo al aplicarle shocks específicos a su dinámica, desde 1997 hasta junio del 2018. En dicho periodo se estima las sensibilidades de las variables endógenas a los factores macro-financieros. De esta forma, se estima el impacto en riesgo, después de la fecha de referencia, relacionado con el escenario de tensión planteado.

Figura 2. Periodo de estimación y variables

1997M1	2018M6	2019M2
Variables exógenas: Crecimiento del PIB, tasas de interés, tasa de cambio.		Escenario Macro
Variables endógenas: Gastos en provisiones, castigos y colocaciones por tipo de deudor.		Impacto en Riesgo

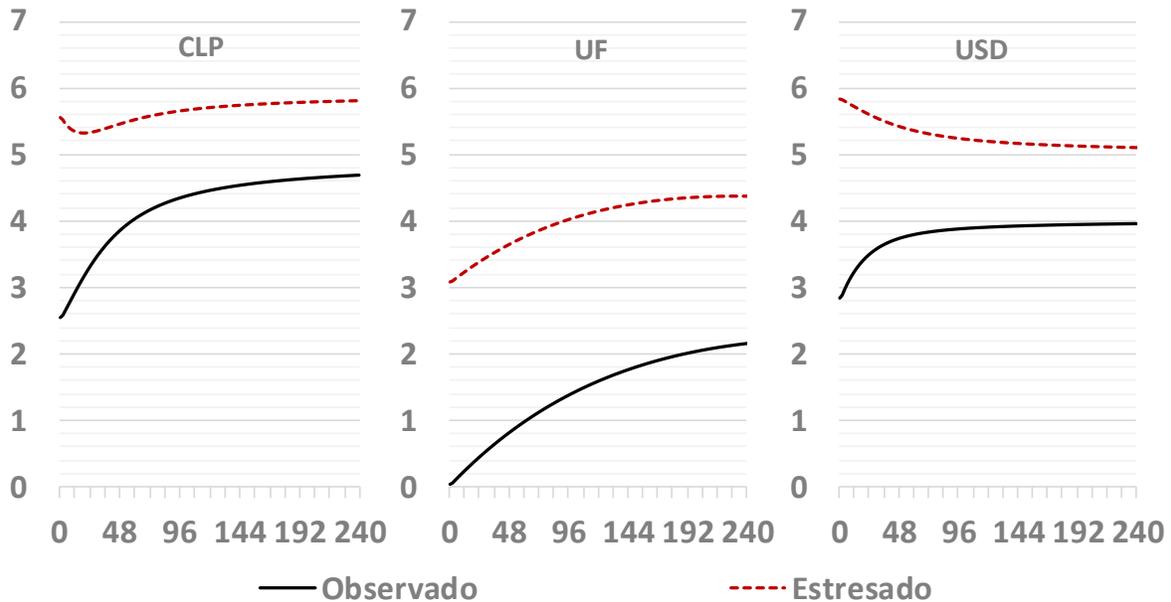
Fuente: Elaboración propia.

3. Escenario de estrés

El riesgo de crédito se basa en la sensibilidad de la actividad crediticia y las provisiones a un escenario macroeconómico estresado. En particular, en la versión actual de las pruebas de estrés, se evalúa la resiliencia del sistema financiero en dos escenarios de tensión: severo y adverso. Es importante destacar que el escenario severo replica eventos pasados de fragilidad. A continuación describimos la dinámica del crecimiento del PIB, las tasas de interés y los tipos de cambio, en dichos escenarios.

Por su lado, las tasas de interés, las curvas de rendimiento y forward se estiman de acuerdo a la metodología propuesta por Alfaro (2009), que utiliza una versión modificada de Nelson y Siegel (1987). El escenario de referencia utiliza curvas de rendimiento en CLP, UF y USD estimadas para junio del 2018. En tanto, el escenario de tensión aplica un incremento de 300pb en la tasa de interés de corto plazo y 100pb en la de largo plazo (Figura 3).

Figura 3. Curvas de rendimiento bajo escenario de estrés – Junio 2018
(porcentaje; meses)



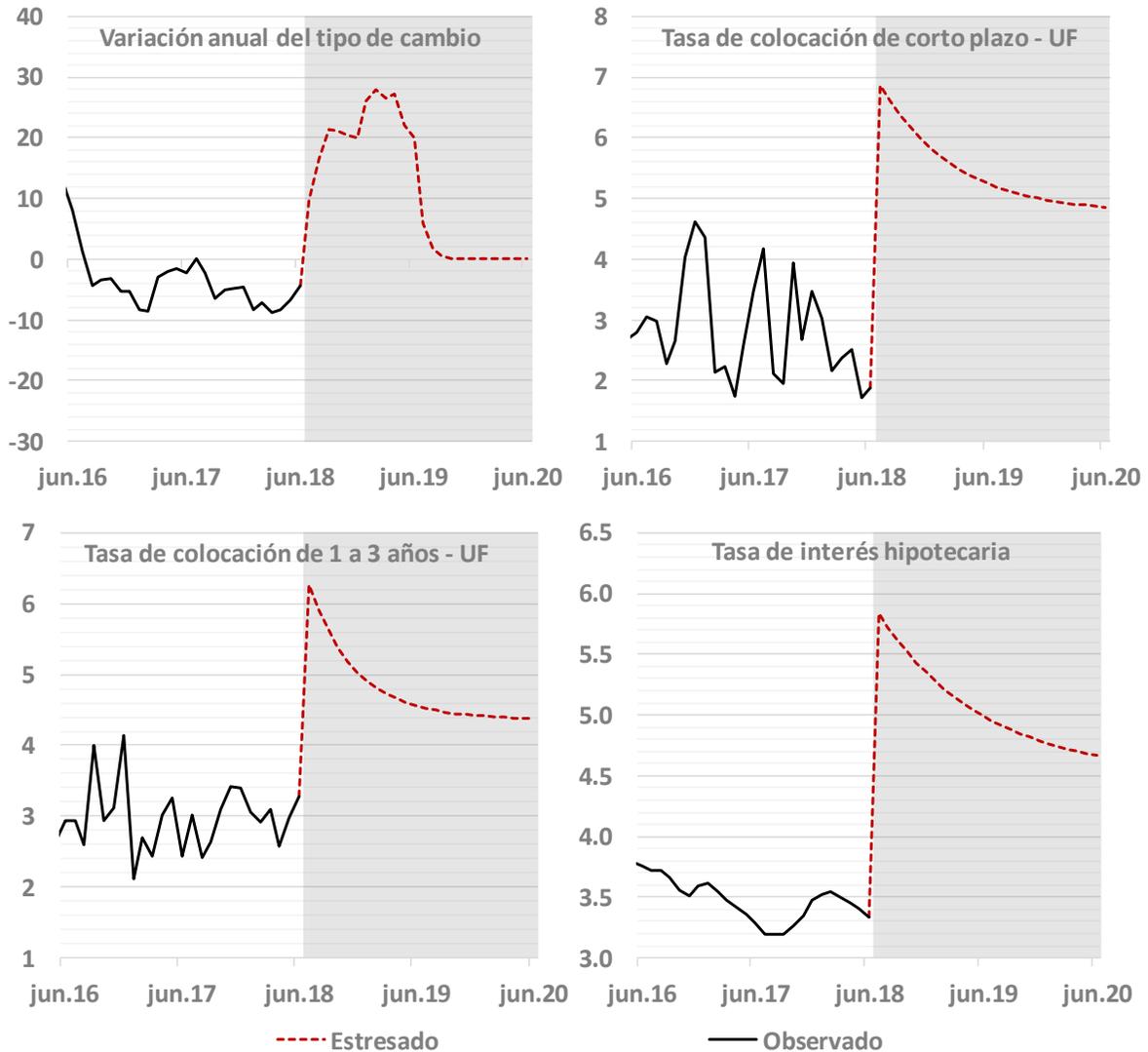
Fuente: Elaboración propia.

En cuanto al tipo de cambio, el shock se calibra de acuerdo con la distribución de la variación porcentual en 15 días del tipo de cambio desde el 2000. Se considera que los bancos, en promedio, son capaces de cerrar sus exposiciones en moneda extranjera en dicho periodo y no incurrirían en mayores pérdidas. Así, se aplica una depreciación del 20% bajo un escenario de tensión.

Asimismo, se estiman las dinámicas de las variables de mercado durante el periodo de tensión mediante modelos auto-regresivos que mantienen consistencia con los shocks planteados anteriormente (Figura 4). Adicionalmente, en el caso de las tasas de interés de colocaciones se considera un incremento del spread de colocación de 200pb en las tasas de corto plazo y 150pb en las de largo plazo, el cual representa el incremento promedio durante los periodos de fragilidad previos.

En tanto, el escenario severo considera una fuerte desaceleración de la actividad, del orden de 6.6 puntos porcentuales, con respecto a la fecha de inicio del ejercicio, entre 2018.II y 2019.I (3 trimestres). En el mediano plazo (mediados del 2020) el crecimiento del PIB converge a 1.4%. (Figura 5). Por otra parte, el escenario adverso sigue el percentil 5 de la proyección del Informe de Política Monetaria (IPoM) del tercer trimestre del 2018.

Figura 4. Variables de mercado bajo escenario de estrés
(porcentaje)



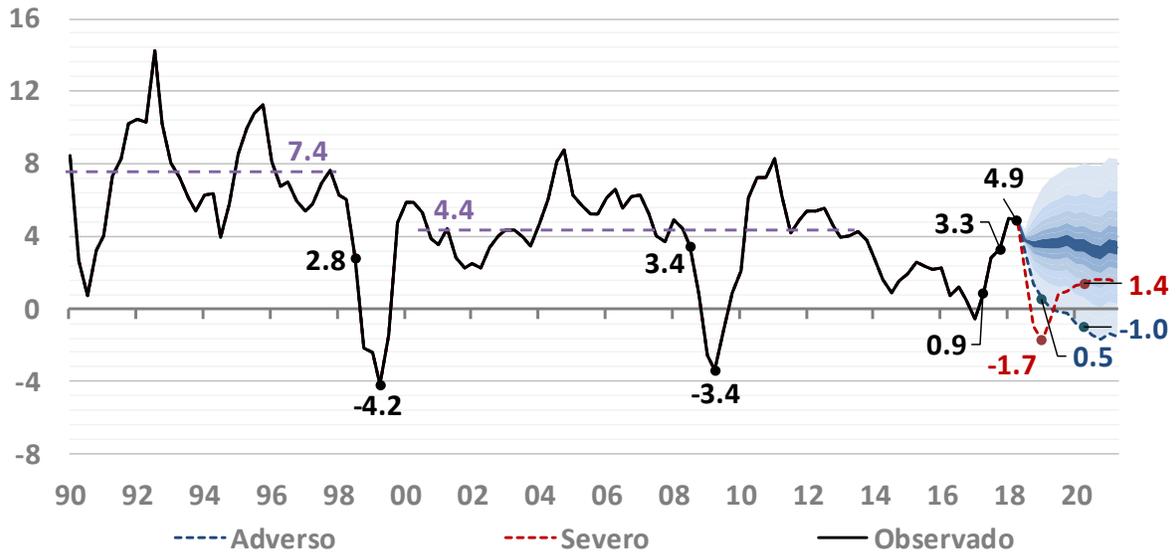
(*) El área sombreada representa la ventana de estimación.

Fuente: Elaboración propia.

Cabe señalar que los escenarios describen una dinámica particular de la actividad y que, además, dicha dinámica incluye la relación con otras variables macro-económicas (Figura 1). En ese sentido, el crecimiento del PIB incorpora el efecto de los shocks en las tasas de interés. Con el objeto de replicar la trayectoria del escenario, aplicamos shocks idiosincrásicos adicionales a la actividad, dada la dinámica estresada de los otros factores.

Los escenarios de tensión replican eventos previos de contracción de la actividad, las cuales se relacionan aumentos importantes en el riesgo de crédito, disminución en el volumen de crédito y rentabilidad de los bancos. Todos estos hallazgos describen un período de fragilidad financiera tal como se propone en Goodhart et al. (2006), Laeven y Valencia (2012) y Martínez et al. (2018).

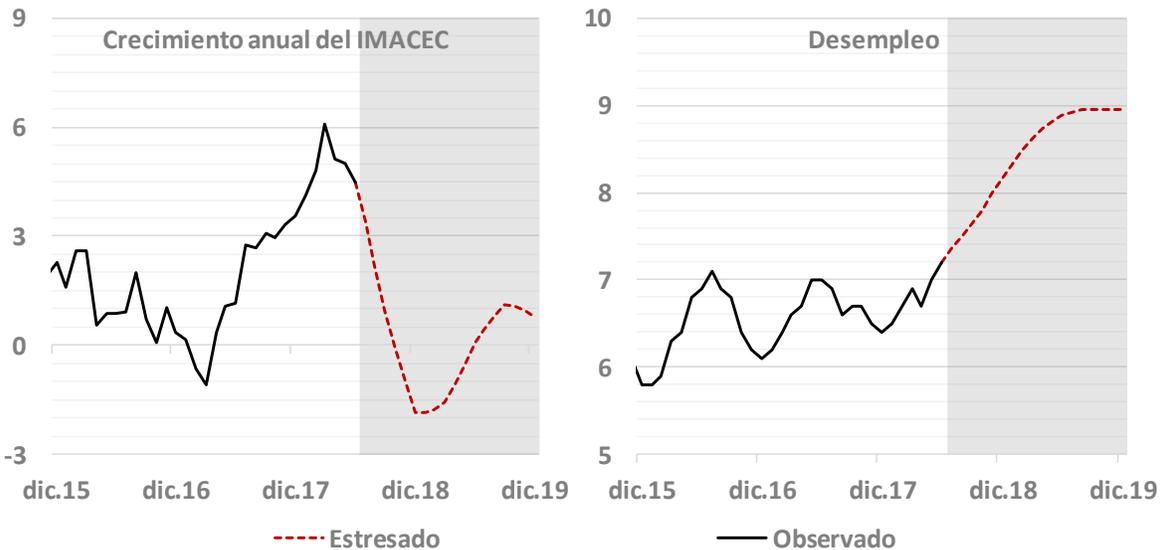
Figura 5. Crecimiento anual del PIB (porcentaje)



(*) El área sombreada representa la ventana de estimación.
Fuente: Elaboración propia en base a información del BCCh.

Cabe destacar que aunque el desempleo no tiene una perturbación particular, su dinámica es consistente con la trayectoria de la actividad (Figura 6), ya que se modela en función de la misma.

Figura 6. Variables de actividad bajo escenario de estrés severo (porcentaje)



(*) El área sombreada representa la ventana de estimación.
Fuente: Elaboración propia en base a información del BCCh.

Tal como se mencionó anteriormente, el escenario incorpora la dinámica del tipo de cambio y las tasas de interés, las que también se utilizan en el ejercicio de riesgo de mercado. Por lo tanto, existe coherencia

entre los ejercicios de riesgo de crédito y mercado. Estos factores tienen un impacto directo no solo en las variables bancarias, sino también en la dinámica de la actividad (Figura 1).

4. Descomposición del riesgo de crédito

La dinámica de las variables financieras se ajusta a la estructura del balance de los bancos. Debido a ello, los efectos de las perturbaciones macroeconómicas en los resultados de los bancos no son lineales.

Existen dos restricciones contables relevantes:

$$L_t = L_{t-1} + l_t - p_t - w_t \quad (1)$$

$$S_t = S_{t-1} + e_t - w_t - r_t \quad (2)$$

Por lo tanto, las ecuaciones a estimar son (Alfaro et al., 2008, 2011):

$$\Delta\%L_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta\%L_{t-1} + \alpha_2w_{t-1} + Z'_{1,t}\alpha_3 + v_t \quad (3)$$

$$\frac{w_t}{L_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1\Delta\%L_{t-1} + \alpha_2\frac{w_{t-1}}{L_{t-2}} + Z'_{2,t}\beta_3 + v_t \quad (4)$$

$$\frac{e_t - w_t}{L_{t-1}} = \gamma_1\Delta\%L_t + Z'_{3,t}\gamma_2 + \varepsilon_t \quad (5)$$

Y la variable clave para capturar el riesgo crediticio es el gasto anual en pérdidas crediticias, que está dado por $\sum_{i=t+1}^{t+12} \hat{e}_i$. Cada shock particular determinará la trayectoria de la variable de riesgo (ceteris paribus) y los shocks simultáneos en todas las variables capturarán el riesgo del escenario completo.

Además, debe considerarse que este sistema se resuelve para cada tipo de deudor (comercial, consumo y vivienda) y luego se agregan para obtener la dinámica de las colocaciones totales.

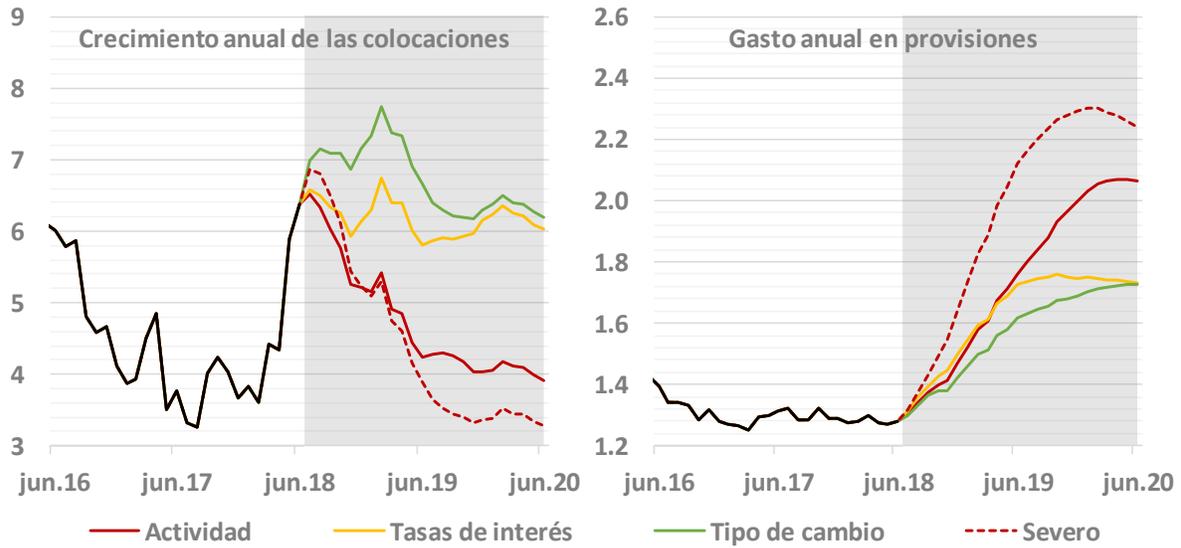
Dada la estructura del modelo, no es posible una forma directa de despejar la variable de interés. Por lo tanto, se realizan estimaciones secuenciales en las cuales se perturba solamente un factor de riesgo a la vez y se recogen los resultados. Luego se adiciona el shock a otra variable y se repite el proceso hasta completar el escenario.

Cabe mencionar que el orden de las estimaciones de cada ecuación podría tener alguna incidencia en los resultados debido a la no linealidad del sistema que recoge el gasto en provisiones. Sin embargo, se pudo comprobar la robustez de los cálculos al realizar todas las secuencias posibles y verificar que las diferencias no son significativas.

De esta forma se puede observar que los shocks en el crecimiento económico son relevantes tanto en la actividad crediticia como en el deterioro de la cartera de préstamos. No obstante, un fuerte aumento en las tasas de interés también genera un incremento importante en las provisiones (Figura 7).

El efecto en riesgo, medido como el incremento del gasto en provisiones como porcentaje del capital, resulta de la interacción de la dinámica de las colocaciones y el gasto en provisiones en relación a ella. Es decir, bajo el escenario de tensión, el crecimiento de las colocaciones se desacelera, sin embargo, el monto gastado en provisiones por monto colocado, aumenta.

Figura 7. Estimación del riesgo de crédito bajo escenario de estrés severo (porcentaje)

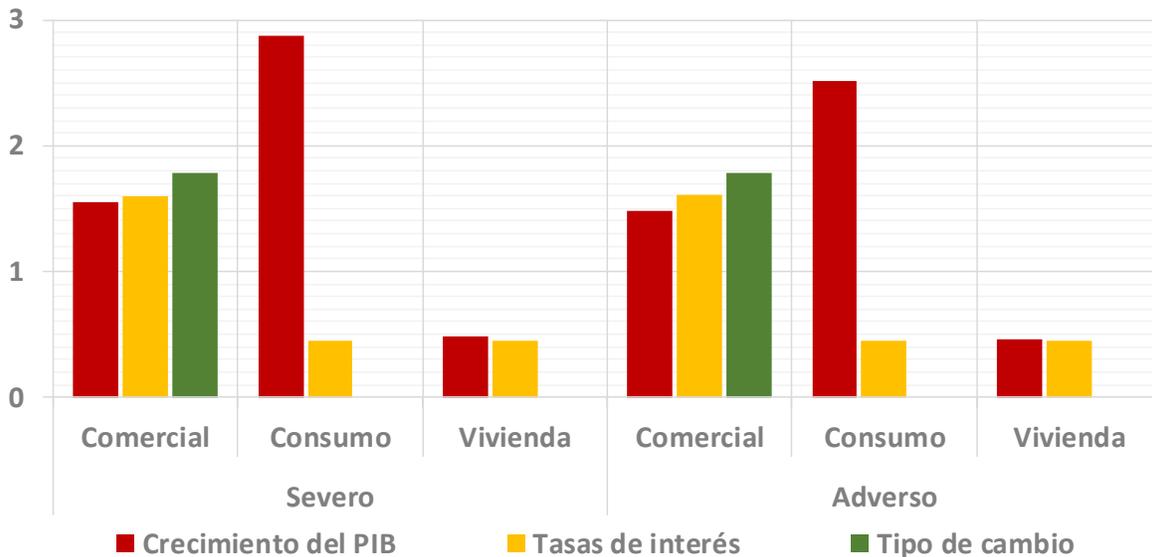


(*) El área sombreada representa la ventana de estimación.

Fuente: Elaboración propia.

La descomposición del impacto de los shocks indica que la actividad económica prevalece como la principal fuente de riesgo y es seguida por las tasas de interés, donde los préstamos comerciales son proporcionalmente más sensibles a este último (Figura 8).

Figura 8. Riesgo de crédito bajo escenarios de estrés por tipo de shock (porcentaje del capital)



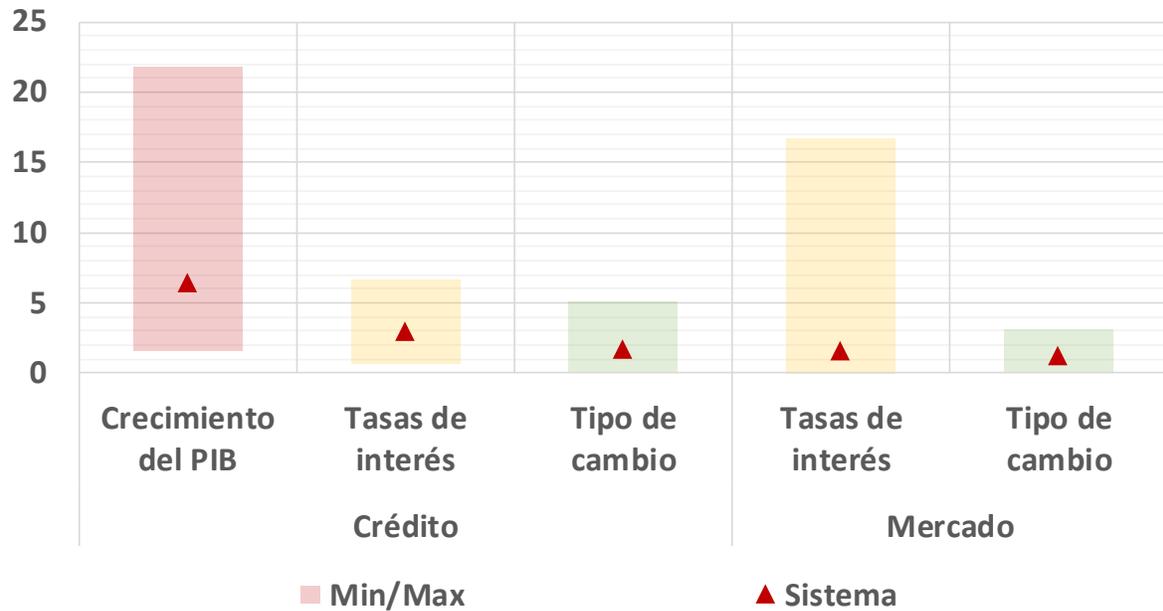
Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, se aprecia una incidencia nula de tipo de cambio en las colocaciones de consumo y vivienda, principalmente porque ellas son otorgadas en moneda local. Por otro lado, se debe tener en cuenta que

los efectos de las variables de mercado también se consideran indirectamente a través de su impacto en actividad.

Además, se puede apreciar heterogeneidad en los resultados por tipo de shocks entre instituciones bancarias. En este contexto, los efectos de las tasas de interés en el escenario de estrés severo son comparables en magnitud a la actividad si consideramos su impacto en el riesgo de mercado (Figura 9).

Figura 9. Distribución por banco de riesgos bajo un escenario de estrés severo (porcentaje del capital bancario)



Fuente: Elaboración propia.

5. Observaciones finales

A través de la descomposición del efecto del escenario de tensión severo, se observa que la desaceleración de la actividad económica sigue siendo la principal fuente de riesgo. Sin embargo, los cambios en las tasas de interés también tienen impactos significativos, incluso en niveles comparables si consideramos además los riesgos de mercado.

Los cambios en el crecimiento económico son importantes tanto en la actividad crediticia como en el deterioro de la cartera de préstamos. No obstante, un fuerte aumento en las tasas de interés también genera un incremento importante en las pérdidas, similar al efecto del crecimiento del PIB en los primeros trimestres.

La descomposición del impacto de los shocks indica que la actividad económica es la principal fuente de riesgo y está seguida por las tasas de interés. Los préstamos comerciales son proporcionalmente más sensibles a este último componente.

Es importante destacar que existe una heterogeneidad en los resultados entre los bancos. Además, los efectos de las tasas de interés en el escenario de estrés son similares o más en magnitud a la actividad si se toma en cuenta su impacto en el riesgo de mercado.

Referencias

Alfaro, R., Calvo, D. & Oda, D. 2008. "Riesgo de Crédito de la Banca". Documento de Trabajo N° 503, Banco Central de Chile.

Alfaro, R. 2009. "La curva de rendimiento bajo Nelson-Siegel". Documento de Trabajo N° 531, Banco Central de Chile.

Alfaro, R. y Sagner, A. 2011. "Stress Test for the Banking Sector: A Technical Note". Documento de trabajo N° 610, Banco Central de Chile.

Goodhart, C. A. E., Sunirand, P. y Tsomocos, D. 2006. "A model to analyze financial fragility". *Economic Theory*, 27, pp. 107-142.

Laeven, L., y Valencia, F. 2012. "Systemic banking crises database: An update". IMF Working Paper, 12/163.

Martínez, J.F., Cifuentes, R. y Becerra, J.S. 2017. "Pruebas de Tensión Bancaria del Banco Central de Chile: Actualización". Documento de Trabajo N° 801, Banco Central de Chile.

Martínez, J. F., Matus, J., y Oda, D. 2018. "Taxonomy of Chilean financial fragility periods from 1975". Documento de Trabajo N° 822, Banco Central de Chile.

Nelson, C.R. y Siegel, A.F. 1987. "Parsimonious modeling of yield curves". *Journal of Business*, 60(4), pp. 473-489.



Demografía y Política Habitacional en Chile

Felipe Córdova y Alejandra Cruces^{1/}
Noviembre 2018

1. Introducción

Desde el año 1992 al 2017 el número total de hogares en Chile aumentó en un 70%, mientras en el mismo lapso la población se expandió en un 32%^{2/}. El mayor aumento del número de hogares en relación a la población está dado, entre otros factores, por disminución del tamaño de los hogares, y aumento de hogares unipersonales así como por el fomento a la vivienda propia por parte de las políticas públicas habitacionales (Alarcón et. al, 2014). En el presente documento analizamos los principales determinantes de la tenencia de vivienda en Chile en los últimos 25 años, teniendo en cuenta variables macroeconómicas y aquellas relacionadas con las políticas públicas habitacionales.

En Chile, el régimen de tenencia de vivienda^{3/} se ha caracterizado por presentar una alta proporción de propiedad, llegando a un máximo en el año 2003, donde un 71% de los hogares era propietario de su vivienda, lo cual contrasta con un 54% registrado en los años setentas (Simian, 2010). Desde entonces el tamaño relativo de dicho grupo ha disminuido hasta 64%, con el consiguiente aumento de los hogares que arriendan su vivienda desde 17 a 22% (gráfico 1). Si comparamos la tenencia de vivienda con otros países OCDE, se observa que en términos de propiedad de vivienda Chile se ubica en el medio de la distribución de países, más cercano al nivel de países desarrollados como Estados Unidos, Reino Unido y Bélgica, donde la proporción de hogares propietarios también ha disminuido entre los años 2004 y 2014 (gráfico 2). Gran parte de la muestra de países desarrollados se ubica con niveles de tenencia de vivienda bajo el de Chile, en Europa Occidental esto parece estar motivado por el alto costo relativo de poseer una vivienda, asociado mayormente a la tributación por renta imputada e impuestos a ganancias de capital, lo cual contrasta con los altos incentivos para arrendar dados por políticas que limitan los precios de arriendo (Bouyon, 2015; Voigtlander, 2009; y Werczberger, 1997).

El auge en construcción antes mencionado, junto al rol de los programas de subsidio, permite explicar el consiguiente aumento en el stock de viviendas terminadas entre los años 1992 y 2015 y el sistemático incremento de hogares propietarios. El conjunto de políticas públicas implementadas a principios de los ochentas trajo consigo un posterior aumento, hacia comienzo de los 2000, entre quienes vivían en viviendas propias ya pagadas, siendo esto más notorio para los quintiles de ingreso más bajos, lográndose una convergencia en términos de propiedad de vivienda a lo largo de la distribución de ingreso (la brecha entre tasas de propietarios máxima y mínima pasa de 8 a 3pp entre los años 1992 y 2017). Las proporciones de propietarios por quintil de ingreso se han mantenido relativamente homogéneas entre grupos desde el 2006. Sin embargo, destaca el quintil de mayor ingreso, con tasas de tenencia en la parte baja de la distribución desde fines de los noventas, evolución que se ha dado en conjunto con una mayor tasa de arriendo entre dichos hogares (gráfico 3).

1/ Gerencia de Estabilidad Financiera, División de Política Financiera, Banco Central de Chile.

2/ En base a Censo 1992 y 2017, y Casen 1992 y 2017.

3/ Se especifican cuatro situaciones de tenencia, cuando el hogar es propio pagado, propio pagándose, arrendado, y otros, que incluye cedidos y cualquier caso no incluido en las otras clasificaciones. Además, se agrega una quinta clasificación que corresponde a la categoría propietarios, donde considera los hogares propios pagados y propios pagándose.



A nivel regional, las proporciones relativas de propietarios han presentado diferencias en cuanto a tendencia y magnitud. En términos de variación, entre los años 1992 y 2017 el porcentaje de viviendas propias ha tenido un correlato con los cambios en el número de subsidios pagados (gráfico 4). Producto de los cambios que se observan en los tamaños relativos de los diferentes grupos de tenencia a lo largo del tiempo en el país, se busca analizar la evolución de la tasa de tenencia a nivel regional en función de cambios en factores como precios de vivienda, ingreso de los hogares y políticas de subsidio implementadas.

2. Datos y metodología

Con los datos de las distintas encuestas CASEN⁴ realizadas entre 1992 y 2015 es posible construir un panel de datos para las distintas regiones. Se utilizan tres especificaciones alternativas –nivel, variación y tasa de convergencia– para medir cambios en dos tenencias de interés. La primera es aquella tasa de tenencia referida a propietarios, que incluye tanto a aquellos que ya pagaron la vivienda como los que aún siguen pagando. La segunda es una subdivisión de la primera, enfocándonos solo en aquellos hogares que siguen pagando su vivienda.

Los modelos de nivel, variación y tasa de convergencia, respectivamente, se especifican a continuación:

$$y_{it} = \alpha + \beta \ln(PR_{it}) + \sigma \ln(ING_{it}) + \gamma SUB_{it} + v_i + \mu_{it}$$

$$\Delta y_{it} = \alpha + \beta \Delta \ln(PR_{it}) + \sigma \Delta \ln(ING_{it}) + \gamma \Delta SUB_{it} + v_i + \mu_{it}$$

$$\Delta(y_{it} - \bar{y}_t) = \alpha + \rho(y_{it-1} - \bar{y}_{t-1}) + \beta \ln(PR_{it}) + \sigma \ln(ING_{it}) + \gamma SUB_{it} + v_i + \mu_{it}$$

La muestra consiste de un panel no balanceado con 15 regiones (i) donde la unidad de tiempo t corresponde a los años de cada CASEN⁵ a partir de 1992. La variable dependiente y_{it} mide el número de hogares en la tenencia de interés por región sobre el total de hogares de la región para cada año de la CASEN, análogamente \bar{y}_t corresponde a la proporción de hogares en la tenencia de interés a nivel nacional. Los precios promedio de vivienda por región (PR_i) corresponden al precio promedio de vivienda de la macrozona⁶ asociada a la región. La variable ING_i mide el ingreso total promedio per cápita del hogar de la región i . Por último, la proporción de subsidios por región SUB_{it} se obtuvo como la cantidad de hogares que accedieron a su vivienda mediante subsidio sobre el total de hogares. No es posible estudiar el efecto de los subsidios cuando la variable dependiente de interés es la proporción de propietarios que continúan pagando su vivienda, ya que no se tienen datos desagregados para estos. Por lo tanto, en este caso los modelos quedan especificados sin esta variable.

Con el objetivo de poder comparar el efecto de los subsidios en la proporción de propietarios en la especificación del modelo, se realizan dos estimaciones para cada modelo, una con y otra sin esta variable. Es importante señalar que todas las especificaciones llevan efectos fijos regionales (v_i), con el objetivo de controlar características específicas no observables de cada región que son invariantes en el tiempo, como por ejemplo preferencias culturales hacia la tenencia de vivienda.

Los resultados de las estimaciones de nivel indican que existe un efecto significativo y negativo de la elasticidad precio de vivienda, donde un aumento en los precios disminuye la proporción de propietarios

⁴ La Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) recolecta datos sobre características sociales y demográficas de una muestra representativa de la población que reside en hogares particulares. De esta encuesta obtenemos los datos de tenencia e ingresos por región.

⁵ Los años de la encuesta CASEN considerados son: 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013 y 2015.

⁶ Los precios de vivienda por macrozona se obtienen de la base de datos estadísticos del Banco Central de Chile.



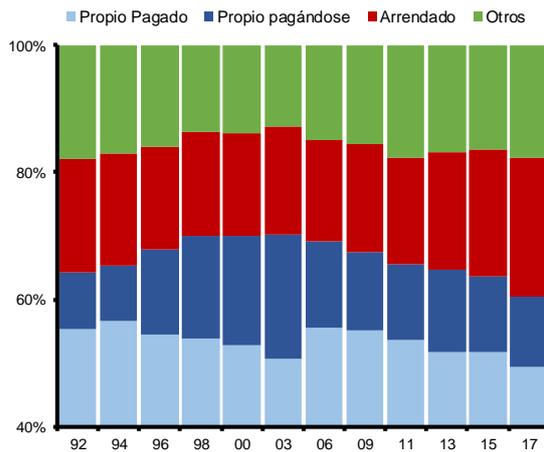
y de aquellos que están pagando su vivienda. Este coeficiente disminuye o pierde su significancia para las especificaciones por diferencia y convergencia. La entrega de subsidios tiene un efecto positivo y significativo en la proporción de propietarios, siendo esto esperable debido a que la mayoría de los subsidios están destinados a la compra de vivienda (Alarcón et. al, 2014). Además es congruente con la relación positiva entre la variación de proporción de subsidios y propietarios reportada anteriormente. Por otra parte, mayores niveles de ingreso per cápita aumentan la tasa de propietarios que se encuentran pagando, lo cual sugiere un vínculo positivo con la decisión de adquirir una vivienda y está en línea con los resultados de la EFH 2014. La velocidad de transición de tenencia hacia el total nacional estimada en el modelo de convergencia, aumenta al incluir la variable de subsidios para los propietarios (tablas 1 y 2).

3. Reflexiones Finales

Desde la década de los ochenta, Chile se ha caracterizado por presentar una alta proporción de propiedad de vivienda, similar a la de ciertos países desarrollados. Lo anterior ha sido producto principalmente de un auge en construcción y el fomento de la vivienda propia a través de políticas públicas, lo que de igual manera se vio reflejado en la convergencia en términos de propiedad de vivienda entre los distintos niveles de ingreso. Los subsidios habitacionales han tenido un efecto positivo sobre la proporción de propietarios, dicha política también ha generado una convergencia de las distintas regiones mayores tasas de tenencia. De igual manera, mayores niveles de ingreso per cápita han incidido positivamente en la decisión de adquirir una vivienda. Sin embargo, en la última década se han presentado cambios en el régimen de tenencia del país, aumentando la proporción de hogares que arriendan su vivienda, éste fenómeno ha estado impulsado principalmente por cambios demográficos y se ha concentrado en la parte alta de la distribución de ingreso.

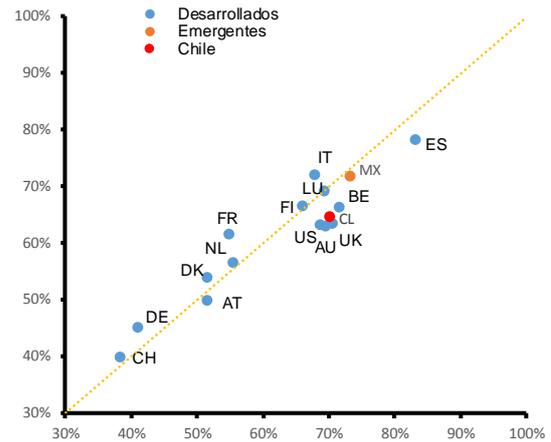


Gráfico 1
Distribución de los hogares según situación de tenencia de la vivienda
(Porcentaje, anual)



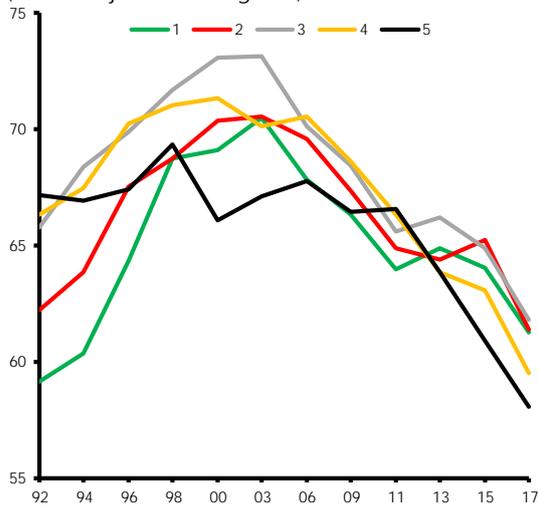
Fuente: Banco Central de Chile en base a datos de Encuesta CASEN años 1992 al 2017, Ministerio de Desarrollo Social.

Gráfico 2
Tenencia de vivienda propia en selección países OCDE (*)
(Porcentaje)



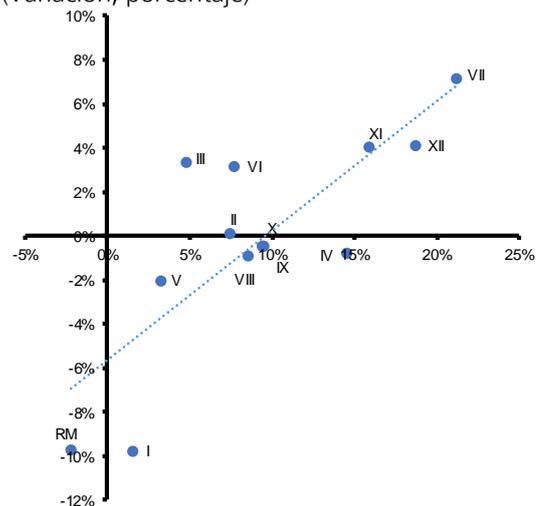
(*) Eje horizontal corresponde al año 2004, eje vertical corresponde al año 2014. Fuentes: Andrews y Caldera (2011) y OCDE (2014).

Gráfico 3
Propietarios por quintil de ingreso
(Porcentaje de los hogares)



Fuente: Banco Central de Chile en base a Base de Datos de Encuesta CASEN años 1992 al 2017 del Ministerio de Desarrollo Social.

Gráfico 4
Variación de la proporción de subsidios pagados y hogares propietarios a nivel regional entre 1992 y 2017
(Variación, porcentaje)



(1) Regiones XIV y XV se integran a la división territorial en el año 2009. Se realiza sin considerar datos de estas regiones. Eje X captura la variación en la proporción de subsidios. Eje Y captura la variación en la proporción de propietarios.

Fuente: En base a Base de Datos de Encuesta Casen años 1992 al 2017 del Ministerio de Desarrollo Social.



Tabla 1
Tenencia de Vivienda – Propietarios Totales (*)

Variable	Nivel		Diferencia		Convergencia (Nivel)	
	1	2	1	2	1	2
Diferencia entre la tenencia regional y promedio nacional (t-1)	-	-	-	-	-0,714***	-0,823***
s td. Err.	-	-	-	-	0,116	0,109
Subsidio	-	0,319**	-	0,253**	-	0,305***
s td. Err.	-	0,071	-	0,088	-	0,079
Precio Vivienda (ln)	-0,076**	-0,085**	0,047	-0,014	0,018	0,007
s td. Err.	0,028	0,025	0,055	0,056	0,029	0,026
Ingreso total hogar per capita (ln)	-0,051*	*0,048	-0,031	-0,030	-0,029	-0,024
s td. Err.	0,028	0,025	0,032	0,030	0,030	0,027
Constante	1,160**	1,100**	-0,017**	-0,009	-0,012	-0,061
s td. Err.	0,073	0,066	0,007	0,007	0,075	0,069
Número de Observaciones	86	86	71	71	84	84
R2 within	0,655	0,733	0,027	0,158	0,405	0,516
FE	regional	regional	regional	regional	regional	regional

(*) *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Fuente: Banco Central de Chile en base a Base de Datos de Encuesta Casen años 1992 al 2015 del Ministerio de Desarrollo Social.

Tabla 2
Tenencia de Vivienda – Propietarios Pagando (*)

Tenencia	Nivel	Diferencia	Convergencia (Nivel)
Diferencia entre la tenencia regional y promedio nacional (t-1)	-	-	-0,978***
s td. Err.	-	-	0,000
Precio Vivienda (ln)	-0,103***	0,124*	-0,005
s td. Err.	0,037	0,069	0,026
Ingreso total hogar per capita (ln)	0,015	0,094**	0,021
s td. Err.	0,038	0,040	0,027
Constante	0,559***	-0,038***	-0,056
s td. Err.	0,098	0,009	0,067
R2 within	0,355	0,156	0,616
Nº Obs	86	71	84
FE	regional	regional	regional

(*) *** p<0,01, ** p<0,05, *p<0,1.

Fuente: Banco Central de Chile en base a Base de Datos de Encuesta Casen años 1992 al 2015 del Ministerio de Desarrollo Social.



Referencias

Alarcón, A., E.C. Demaestri, y B. Piedrabuena. 2014. "Financiamiento de la Vivienda en Chile." IBD No. IBD-TN-693. Washington, DC: BID.

Bouyon, S. 2015. "Recent Trends in EU Home Ownership". ECRI Commentary N. °15, Junio.

Simian, J. M. 2010. "Logros y Desafíos de la Política Habitacional en Chile". Estudios Públicos 117 (verano), pp: 271–322. Centro de Estudios Públicos.

Voigtlander, M. 2007. "Why is the German Homeownership Rate so Low?". Housing Studies, 24(3): 355-372.

Werczberger, E. 1997. "Home Ownership and Rent Control in Switzerland". Housing Studies, 12(3): 337-353



Períodos de Comportamiento Explosivo o de Desalineamiento Fundamental en los Precios de Vivienda.

Manuel A. Paillacar

Gerencia de Estabilidad Financiera, División de Política Financiera, Banco Central de Chile

En esta nota, se estudia la posible existencia de comportamientos exuberantes o también conocidos como episodios de desalineamiento fundamental, en las dinámicas del precio de vivienda en Chile para el periodo 2002-2016. Para esto, se aplica el *Generalized Supremum ADF (GSADF) test*, recientemente propuesto por Phillips et al., (2015). Además del *Supremum ADF (SADF) test* introducido por Phillips et al., (2011).

1 Métodos y estrategia para la detección de periodos de comportamiento explosivo o desalineamiento fundamental

La definición operacional de episodios de crecimiento exuberante es tomada de Pavlidis et al., (2016) y Martínez-García y Grossman (2018). Estos periodos pueden ser caracterizados por cambios repentinos desde un proceso de caminata aleatoria a un proceso explosivo. Así, considerando el siguiente proceso AR(1): $y_t = \mu_t + \delta y_{t-1} + \epsilon_t$ con $\epsilon_t \sim i.i.d. N(0, 1)$ los periodos de comportamiento explosivo se definen como aquellos donde $\delta > 1$. Las razones detrás de estos cambios de comportamiento en el proceso pueden ir desde la existencia de burbujas (Shiller, 2015), a otros factores como tasas de descuento dinámicas o cambios repentinos en fundamentales.

Empíricamente, diversos métodos han sido propuestos para la identificación de estos episodios. Por ejemplo, Diba and Grossman (1988) usaron pruebas estándares de raíces unitarias y cointegración para analizar posibles comportamientos de burbuja en el *Standard and Poor's Composite Stock Price Index*. No obstante, Evans (1991) concluyó que ambos métodos no eran adecuados, ya que son incapaces de distinguir entre un proceso estacionario y una burbuja que colapsa periódicamente. Mas recientemente, se han propuesto nuevas metodologías basadas en estimaciones recursivas del test ADF (Phillips et al., 2011 y 2015). A partir de allí se derivan dos pruebas: SADF test y GSADF test, los cuales, han demostrado ser efectivos en la detección de patrones explosivos

o exuberantes.

1.1 SADF y GSADF Test

Estas pruebas de cola derecha diseñadas para detectar episodios de exuberancia ocupan estimaciones recursivas usando múltiples subconjuntos de la muestra con ventanas de estimación dinámicas. Además, el tamaño de estos subconjuntos es aumentado en una observación en cada estimación. Específicamente, el modelo a estimar de forma repetida es:

$$\Delta y_t = \alpha_{r_1, r_2} + \beta_{r_1, r_2} y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \Phi_{r_1, r_2}^j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad \text{con} \quad \epsilon_t \sim i.i.d \quad N(0, \sigma_{r_1, r_2}^2) \quad (1)$$

Donde r_1 y r_2 son los puntos de inicio y término de los subconjuntos utilizados en la estimación. Luego, los estadísticos SADF y GSADF se definen respectivamente como:

$$SADF(r_0) = \sup \{ ADF_{r_1}^{r_2} \} \quad \text{con} \quad r_2 \in [r_0, 1] \quad (2)$$

$$GSADF(r_0) = \sup \{ ADF_{r_1}^{r_2} \} \quad \text{con} \quad r_2 \in [r_0, 1] \quad \text{y} \quad r_1 \in [0, r_2 - r_0] \quad (3)$$

Donde r_0 es la mínima ventana de estimación. Estandarizando el total de la muestra (T) entre 0 y 1, el estadístico SADF se obtiene manteniendo fijo $r_1 = 0$ y aumentando al ventana de estimación (r_w) en una unidad a la vez, hasta completar el total de la muestra (Figura 1a). En el caso del estadístico GSADF, se usa una ventana de estimación flexible, en la cual r_1 no se mantiene fijo en 0, sino que se mueve a lo largo de la muestra entre 0 y $r_2 - r_0$ (Figura 1b). Al igual que el test SADF, se aumenta la ventana de estimación en 1 unidad, a la vez.

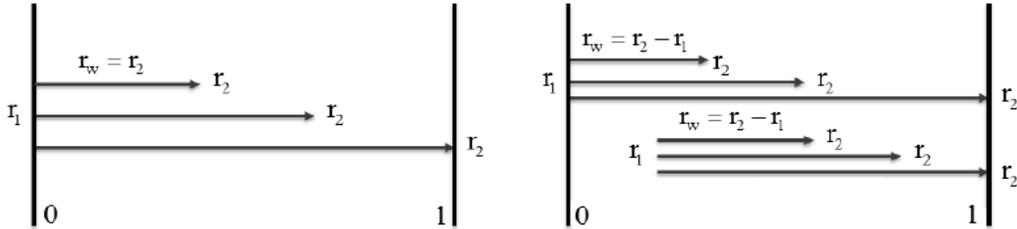


Figure 1: Secuencias de Estimación. SADF Test (Figura 1a, Izquierda) y GSADF Test (Figura 1b, Derecha)

Adicionalmente, Phillips et al., (2015) sugiere la estimación del estadístico *Backward Supremum ADF (BSADF) test* y sus respectivos valores críticos para la identificación de las fechas de inicio y término de los periodos de comportamiento explosivo. Este se calcula de forma análoga al SADF, sin embargo, la secuencia se inicia en r_2 y la construcción de submuestras se hace hacia atrás. Bajo la hipótesis nula (H_0) no hay comportamiento explosivo en y_t , mientras que bajo la alternativa (H_1) es una serie explosiva y el criterio establece que se rechaza H_0 si el valor absoluto del estadístico es mayor que el valor de absoluto del valor crítico.

1.2 Datos y Criterios de Estimación

Para el análisis se utiliza el ratio precio a ingreso per capita, con un rezago. La serie trimestral de este indicador abarca el periodo 2002.I-2016.IV. Además, los valores críticos de los estadísticos SADF, GSADF y BSADF se estiman mediante simulaciones Monte Carlo con 50.000 replicaciones, bajo las especificaciones de Phillips et al., (2015). Es importante notar que la aplicación de este tipo de tests a ratios de precio a fundamentales es mucho mas informativa que simplemente aplicando el test a la serie de precios (Pavlidis et al., 2016).

2 Resultados

A continuación, se presentan y discuten los resultados del presente ejercicio. Cabe destacar, que si bien el análisis se centra en el estadístico GSADF, también se incluyen los resultados del estadístico SADF. La razón por la cual las conclusiones finales no se derivan del estadístico SADF radica en su menor capacidad para detectar múltiples periodos de exuberancia o comportamiento explosivo, en comparación al GSADF.

La tabla 1 presenta los estadísticos SADF y GSADF, además de sus respectivos valores críticos. Además, complementamos el análisis con el estadístico BSADF para poder definir las fechas de inicio y termino de los eventuales periodos de exuberancia o desalineamiento fundamental, y por ende, su duración.

Table 1: Estadísticos

Test	Precio a Ingreso	Valor Crítico		
		1%	5%	10%
SADF	-0,1	1,9	1,3	0,9
GSADF	1,8	2,6	1,9	1,6

Valores críticos estimados para $T = 65$.

De lo anterior, se pueden derivar dos conclusiones importantes. La primera, el estadístico SADF no detecta dinámicas explosivas en el índice precio a ingreso per capita. La segunda, al analizar el estadístico GSADF al 95 y 99% de confianza no es posible detectar periodos de crecimiento explosivo, sin embargo, flexibilizando los niveles de confianza al 90%, el estadístico GSADF excede su valor crítico identificando así un posible periodo de desalineamiento fundamental. Un paso natural que surge luego de este último hallazgo es analizar la duración de dicho periodo, además de su inicio y término. Los resultados del BSADF test (Figura 2) identifican este pequeño episodio durante el segundo semestre de 2015, lo cual, coincide con el fenómeno de adelantamiento de compra por efectos de IVA inmobiliario documentado en IEF previos.

La corta duración del periodo de exuberancia, sumado al fenómeno antes descrito lleva a concluir que no existe evidencia suficiente para la confirmar existencia de periodos de desalineamiento fundamental en el índice precio a ingreso per capita. Cabe destacar que el criterio utilizado para descartar periodos explosivos de corta duración en precios de vivienda es consistente con estudios previos tales como Pavlidis et al., (2016) o Martínez-García y Grossman (2018), donde la duración mínima es una fracción ($\frac{\ln(T)}{T}$) de la muestra total.

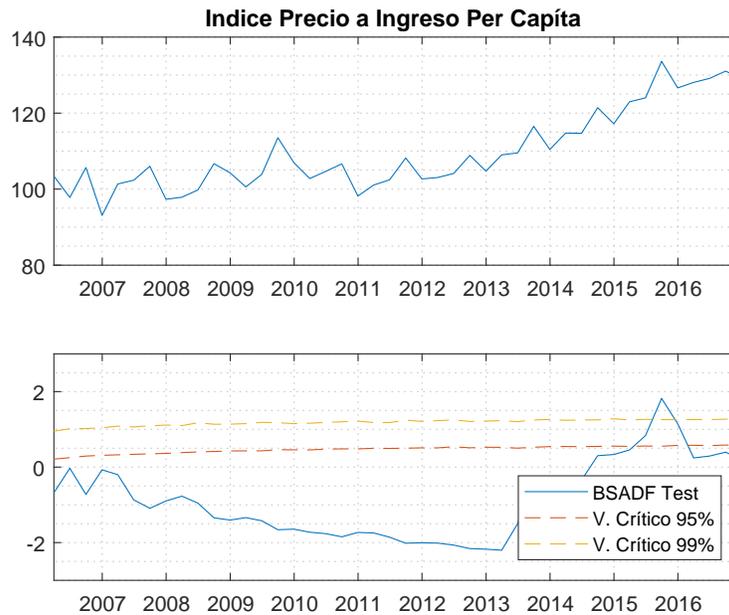


Figure 2: Razón Precio a Ingreso Per Capita, Resultados GSADF y BSADF Test

3 Referencias

- Diba, B. T., & Grossman, H. I. (1988). “Explosive rational bubbles in stock prices?”. *The American Economic Review*, 78(3), 520-530.
- Evans, G. W. (1991). “Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices”. *The American Economic Review*, 81(4), 922-930.
- Martínez-García, E., & Grossman, V. (2018). “Explosive Dynamics in House Prices? An Exploration of Financial Market Spillovers in Housing Markets Around the World” (No. 342). Federal Reserve Bank of Dallas.
- Pavlidis, E., Yusupova, A., Paya, I., Peel, D., Martínez-García, E., Mack, A., & Grossman, V. (2016). “Episodes of exuberance in housing markets: in search of the smoking gun”. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 53(4), 419-449.
- Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015). “Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500”. *International Economic Review*, 56(4), 1043-1078.
- Phillips, P. C., Wu, Y., & Yu, J. (2011). “Explosive behaviour in the 1990s Nasdaq: When did exuberance escalate asset values?”. *International Economic Review*, 52(1), 201-226.
- Shiller, R. J. (2015). “Irrational exuberance (Revised and Expanded Third Edition)”. *Princeton University Press*.



Dinámica en Precio de Viviendas en Chile: 2003-2016

Mauricio Calani ¹

Octubre, 2018

I. Introducción

En un ejercicio estadístico simple se busca examinar la relación entre el (crecimiento) de los precios de vivienda en Chile, y otras variables macroeconómicas. Para este efecto, se utiliza un vector autoregresivo estructural (SVAR), con restricciones de largo plazo. La razón de esta elección se basa en el supuesto identificatorio que se desea utilizar. En particular, que en la medida que la oferta de tierra es relativamente fija, el precio de las viviendas está determinado en el largo plazo, solamente por el ingreso de los hogares. A su vez, en el mediano plazo, los precios pueden ser afectados por la facilidad apalancar el ingreso disponible a través de créditos hipotecarios; y en el corto plazo por otro tipo de shocks como presiones de costos, manejo de *stock* de viviendas terminadas, y ajustes temporales a cambios regulatorios o impositivos. Un ejemplo concreto del último punto es la entrada en vigencia del IVA inmobiliario en Enero de 2016. Este cambio propició un adelantamiento de compra de viviendas durante 2015, y potencialmente puede haber empujado al alza el precio temporalmente. Con todo, es esperable que tal cambio impositivo no tenga un efecto de largo plazo.

II. Un modelo SVAR con restricciones de largo plazo

La frecuencia de los datos es trimestral, desde el primer trimestre de 2002 al cuarto de 2016. En particular, las variables a incluir en el modelo son, además del crecimiento anual del precio de viviendas: (i) Ingreso disponible per cápita de los hogares, expresado en tasas de crecimiento anual (y_t); (ii) Variables locales relacionadas al mercado hipotecario e inmobiliario, i.e. la tasa de interés de colocaciones hipotecarias expresada en porcentaje (r_t), los flujos de capital internacionales recibidos por las instituciones bancarias, expresados como porcentaje de stock vigente (ℓ_t), y un índice de costos de edificación de la CChC, expresado en tasas de crecimiento (c_t); (iii) Variables externas relacionadas al ciclo económico de Chile;

¹Gerencia de Investigación Financiera, División de Política Financiera, Banco Central de Chile.

i.e. el precio del cobre (pcu_t), el crecimiento de producto de los socios comerciales ($yext_t$), y los índices VIX (vix_t) y EMBI ($embi_t$). Finalmente, y aunque sería deseable, no se incluye una variable que capture la escasez de terreno disponible, al no estar ésta disponible.

Especificación

Sea $\mathbf{y}_t = [y_t \ p_t \ r_t \ \ell_t \ c_t]'$, el vector de variables endógenas del VAR y por otro lado sea, $\mathbf{x}_t = [pcu_t \ yext_t \ vix_t \ embi_t]'$ el vector de variables exógenas. La representación del SVAR de orden p está dada por,

$$\mathbf{A}\mathbf{y}_t = \sum_i^p \mathbf{B}_i\mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{C}\mathbf{x}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

con $CORR(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{I}$. Sabemos que el mismo sistema de ecuaciones puede representarse de forma reducida premultiplicando por \mathbf{A}^{-1} para obtener

$$\mathbf{y}_t = \sum_i^p \mathbf{F}_i\mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}\mathbf{x}_t + \mathbf{u}_t \quad (2)$$

en donde, $\mathbf{F}_i = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}_i$, $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$ y en general $CORR(\mathbf{u}_t) \neq \mathbf{I}$.

La identificación en este tipo de VAR es complicada, y no hay una aproximación a ésta que no sea debatible. Por lo mismo los supuestos identificatorios deberán estar anclados en restricciones más económicas que estadísticas. En este ejercicio utilizamos restricciones de largo plazo. En particular, asumimos que el precio de viviendas respondería en más altas frecuencias a factores coyunturales, pero en el largo plazo está más bien relacionado al ingreso de las personas. Para este efecto utilizamos el supuesto identificatorio planteado por [Blanchard and Quah \(1989\)](#). La intuición del supuesto identificatorio puede verse si pensamos del siguiente modo: si un shock ocurre en t ($\boldsymbol{\varepsilon}_t$), su impacto acumulado de largo plazo en \mathbf{y}_τ , $\tau = 0, \dots, \infty$ es

$$\mathbf{y}_{t,t+\infty} = \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{F}^j \mathbf{A}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t = (\mathbf{I} - \mathbf{F})^{-1} \mathbf{A}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{D} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3)$$

donde la matriz \mathbf{D} recoge el efecto acumulado del shock en t desde el periodo t al infinito.

El supuesto utilizado en esta minuta es tal que

$$\begin{bmatrix} y_{t,t+\infty} \\ p_{t,t+\infty} \\ r_{t,t+\infty} \\ \ell_{t,t+\infty} \\ c_{t,t+\infty} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ d_{21} & d_{22} & 0 & 0 & 0 \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} & 0 & 0 \\ d_{41} & d_{42} & d_{43} & d_{44} & 0 \\ d_{51} & d_{52} & d_{53} & d_{54} & d_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{y_t} \\ \varepsilon^{p_t} \\ \varepsilon^{r_t} \\ \varepsilon^{\ell_t} \\ \varepsilon^{c_t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

De este modo puede verse que el efecto acumulado en el precio de viviendas puede depender solamente de shocks al mismo precio de viviendas y al ingreso disponible. Shocks a costos de edificación, por ejemplo, si bien pueden afectar la serie de precios de vivienda en el corto y mediano plazo, deben tender a tener un efecto acumulado igual a cero en el largo plazo. La imposición del orden de las tres últimas variables es arbitraria. El orden que importa efectivamente es que los precios estén abajo del ingreso y arriba de las demás variables. Por este motivo en el resultado de descomposición histórica de desviaciones de la media de precios de vivienda, se agrupa la contribución de los shocks $[\varepsilon^{r_t}, \varepsilon^{\ell_t}, \varepsilon^{c_t}]$, de este modo no se atribuye efecto a ninguna de estas variables en particular, sino en su conjunto. Al mismo tiempo, su ordenamiento se hace irrelevante para efectos del resultado reportado.

III. Resultados e interpretación

El número óptimo de rezagos se determina bajo el criterio de Akaike. En particular se utilizan dos rezagos y una constante. Se opta por no utilizar una tendencia debido a que las series de ingreso y precios de vivienda están expresadas en variaciones porcentuales respecto del mismo trimestre del año anterior. Al mismo tiempo, los flujos de capitales hacia bancos locales están escalados por el stock rezagado y también carecen de tendencia. Finalmente la tasa de interés hipotecaria es estacionaria y está expresada en niveles. Las respuestas a impulsos (RI) de otras variables de los precios de vivienda pueden resumirse en el gráfico (1). Estos IR –que incorporan y reflejan el supuesto identificador planteado más arriba–, muestran que efectivamente, los shocks (de una desviación estándar) al ingreso son los que tienen efecto más permanente, mientras que los shocks al resto de las variables locales tienen efecto temporario. Una segunda característica de los IR es que la respuesta asociada al ingreso es la que tiene mayor persistencia, mientras que la respuesta a los shocks del resto de las variables se disipan en su totalidad después de un periodo –algo que no se deriva del supuesto identificador necesariamente, sino de la dinámica de los datos–.

Con todo, resulta más interesante la descomposición histórica de la serie (\mathcal{HD}). La descomposición histórica responde a la pregunta: ¿que fracción de la desviación de la variable de interés – respecto de su media incondicional – se debe a distintos shocks (y variables

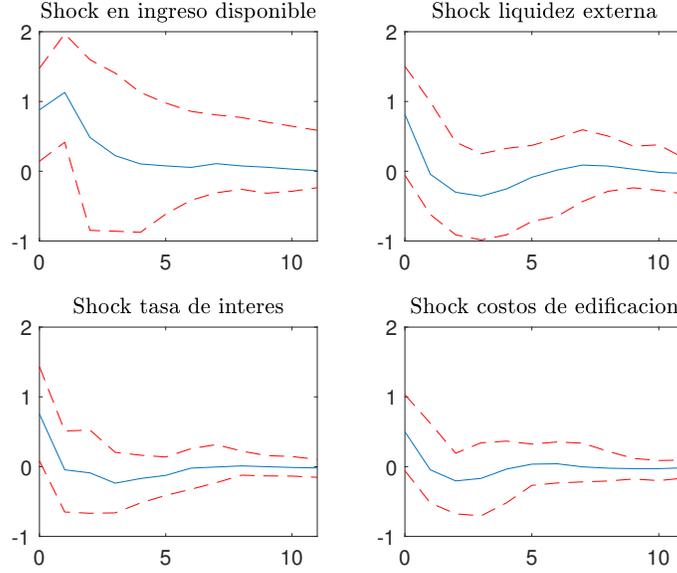


Figura 1: Respuestas al Impulso: Respuestas de precios de vivienda a impulsos de distintas variables en el bloque endógeno de la ecuación (1). *Nota:* Shocks no son comparables por estar expresados en una desviación estándar de la variable en cuestión.

del bloque exógeno)?). Pensando en la representación de Wold de la especificación del VAR sabemos que podemos expresar y_t como una sumatoria al infinito de errores en el pasado ponderados adecuadamente. En particular, bajo la estructura en (1) tenemos que

$$y_t = F^{t-1}y_1 + \sum_{j=0}^{t-2} F^j c + \sum_{j=0}^{t-2} F^j A^{-1} C x_{t-j} + \sum_{j=0}^{t-2} F^j A^{-1} \varepsilon_{t-j} \quad (5)$$

La Descomposición Histórica descompone el valor en t de cada variable en y_t en la incidencia de la historia de cada uno de los shocks en $\{\varepsilon_\tau\}$, $\tau = 2, \dots, t$, y la historia de las variables externas representadas en $\{x_\tau\}$, $\tau = 2, \dots, t$. Todo el análisis siguiente se hace sobre la desviación de las series en y_t respecto de su media incondicional estimada, que se rescata de la estimación de los primeros dos términos en la ecuación (5). Para este efecto se estima el modelo en (1), se rescatan los errores ε , y se alimenta le ecuación (5). Dentro del bloque de variables locales se separa la incidencia entre ingreso y las demás series –incluidos los precios de vivienda– debido a que no tenemos un supuesto identificatorio económico único sobre el ordenamiento de estas variables. Los resultados se muestran en la figura (2). Destacan en esta figura la incidencia del ingreso en la desaceleración de precios de vivienda durante la Crisis Financiera Internacional de 2008-2009. Al mismo tiempo, el efecto contrario en la recuperación que es rescatado por una fuerte reversión en el índice de riesgo

soberano y precio del cobre, por ejemplo. Así, en 2010 los precios de vivienda comienzan a crecer por sobre su media empujados al principio por el mencionado efecto recuperación, seguido por crecimiento del ingreso disponible de los hogares y finalmente, hacia el año 2014 y 2015 empujados principalmente por un shocks idiosincráticos a la serie de precios de vivienda. Este último desarrollo estaría en línea con el fenómeno de adelantamiento de compra de viviendas nuevas que se dió entre el anuncio y entrada en vigencia del IVA inmobiliario en Enero de 2016.

Los precios de vivienda son una serie que se encuentra fuertemente relacionada al ingreso de los hogares en el largo plazo. De este modo el grueso de la incidencia del ingreso de los hogares sobre el nivel de precios de vivienda está rescatado en la constante del modelo descrito más arriba. Esta constante rescataría también el efecto de otras variables que tienen un lento desarrollo pero son claves para la determinación del nivel de precios de vivienda, como el desarrollo financiero medido a través del creciente acceso a crédito hipotecario. Así, en esta minuta nos referimos solamente a desviaciones respecto de esta tendencia de largo plazo identificando al menos sub-periodos dentro de la última década; uno de respuesta a un fuerte shock externo negativo, uno de crecimiento impulsado por ingreso de los hogares, y otro relacionado fuertemente a un cambio tributario.

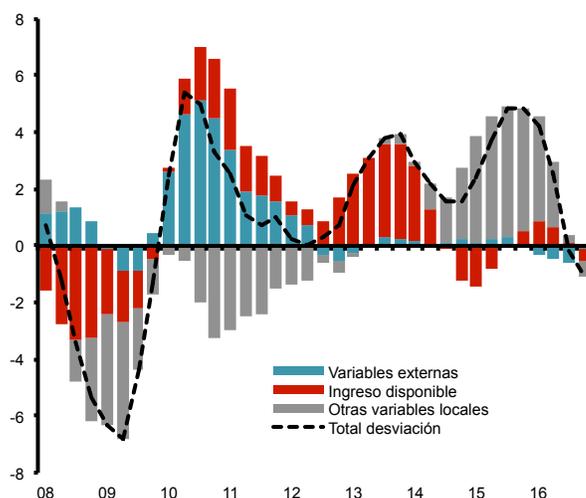


Figura 2: Descomposición histórica: Modelo SVAR con restricciones de largo plazo y bloque exógeno de variables externas. Se presentan las incidencias agregadas de dos grupos de variables, las que componen el bloque de variables externas y aquellas más relacionadas con el mercado hipotecario e inmobiliario local.

Referencias

Blanchard, Olivier Jean and Danny Quah. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." *The American Economic Review* 79(4):655–673. 2