

DINAMICA DE LOS FLUJOS DE ENTRADA Y SALIDA DEL DESEMPLEO EN CHILE 1996-2016

THE DYNAMIC OF THE INS AND OUTS OF UNEMPLOYMENT IN CHILE 1996-2016

FELIPE LOPEZ SABALAGA*

Universidad Alberto Hurtado

Abstract

The present paper investigates the dynamics in the Chilean labor market during 1996 and 2016. It estimates the unemployment flows following Shimer (2012) in order to characterize labor market variables in the business cycle. According to our results recessionary increases in unemployment are driven by the outflow from unemployment rather than the inflow. Using structural vector autoregressive analysis (SVAR), we estimate a model to identify several shocks that affect the economy and labor market. An aggregate supply shock generates greater variance in the inflow also shows greater persistence to the variety of shocks examined; meanwhile an aggregate demand shock generates greater variance in the outflow.

Key words: *Cyclical unemployment, labor market flows, SVAR analysis.*

JEL Classification: *E240, E320.*

* Master of Arts in Economics of Georgetown University y Magíster en Economía de la Universidad Alberto Hurtado. E-mail: felipe.lopezs@icloud.com

Las opiniones expresadas en este documento y los errores son de exclusiva responsabilidad del autor. El autor agradece los comentarios de Mauricio Tejada, Lucas Navarro y Carlos García.

Resumen

El presente artículo estudia la dinámica laboral para Chile durante 1996 y 2016. Estima los flujos que afectan al desempleo siguiendo a Shimer (2012) para caracterizar las variables del mercado laboral respecto del ciclo económico. Se muestra que aumentos en el desempleo causados por una recesión se deben mayoritariamente al flujo de salida del desempleo. Finalmente, utilizando la metodología de vectores autorregresivos estructurales (VAR) se estima un modelo para identificar distintos shocks que afectan a la economía y al mercado laboral. Un shock de oferta agregada hace variar en mayor magnitud al flujo de entrada al desempleo, siendo este más persistente ante los distintos shocks; mientras que un shock de demanda agregada hace que el flujo de salida del desempleo varíe en mayor magnitud.

Palabras clave: *Desempleo cíclico, flujos del mercado laboral, SVAR análisis.*

Clasificación JEL: *E240, E320.*

I. INTRODUCCION

Comprender el comportamiento y las características del mercado laboral es una tarea esencial para economistas y *policy makers*, debido a que es un mercado fundamental para el funcionamiento de las economías y el bienestar de la población. Las familias mediante el mercado de trabajo obtienen ingresos, mejoran sus condiciones de vida y se pueden realizar personalmente.

Desde el punto de vista macroeconómico, la tasa de desempleo es uno de los principales indicadores utilizados para examinar el estado de una economía. Cuando la economía reduce sus niveles de crecimiento de corto plazo la tasa de desempleo aumentará indefectiblemente, mermando el nivel de vida de los afectados y su entorno. Adicionalmente, si las economías no son capaces de reducir los niveles de desempleo de largo plazo este problema se acrecienta, ya que con el tiempo el número de desempleados aumentará y les será más difícil incorporarse al empleo, incrementando los costos sociales que acarrea esta situación.

El objetivo de esta investigación es analizar la dinámica de corto plazo del mercado laboral chileno, especialmente el comportamiento de la tasa de desempleo respecto de sus determinantes y cómo el mercado laboral es afectado por *shocks* de la economía.

El desempleo, si asumimos que la fuerza laboral es constante, está determinado por dos flujos: el flujo de entrada al desempleo y el flujo de salida al desempleo. Aquellos flujos representan el número de personas que pierde su empleo y los que encuentran empleo en un tiempo determinado, respectivamente.

Nuestro interés radica en identificar cuál de estos flujos es más relevante para explicar el movimiento de la tasa de desempleo en Chile para los últimos veinte años. Por ejemplo, si hay un número mayor de trabajadores entrando al desempleo y el flujo de salida del desempleo se mantiene constante por un lapso determinado de tiempo, la tasa de desempleo debería subir *ipso facto*, se cumple lo mismo si el flujo de entrada al desempleo se mantiene constante y el flujo de salida del desempleo disminuye con el paso del tiempo, la tasa de desempleo debería caer para el caso contrario.

Uno de los escenarios más plausibles para que aumente la tasa de desempleo es cuando la economía entra en recesión, dentro de este proscenio es posible preguntarnos: ¿Cuál de estos flujos está siendo más determinante para explicar el aumento del desempleo? ¿Aumenta porque es difícil encontrar trabajo (flujo de salida) o debido a que los trabajadores pierden empleo (flujo de entrada)?

También se indaga en cómo se propagan los *shocks* macroeconómicos en el mercado laboral y cómo responden las variables relevantes ante estas perturbaciones.

El artículo se organiza de la siguiente manera: para responder a estas preguntas, la parte II indagará en la literatura tanto para medición, incidencia de los flujos en el desempleo cíclico e identificación de *shocks*. Luego, en la parte III se procederá a recolectar los datos necesarios para el análisis y, especialmente, se medirán los flujos que afectan al desempleo utilizando la metodología elaborada por Shimer (2012). En la parte IV, utilizando el componente cíclico de las variables de interés, se estudian sus momentos estadísticos, estableciendo las correlaciones entre ellas para determinar si son procíclicas o no. La parte V presentará la descomposición del desempleo acorde al método utilizado por Fujita y Ramey (2009) y Shimer (2012) para determinar cuál de estos flujos aporta más a la variación del desempleo para la muestra en estudio. Finalmente en la parte VI se estima un VAR estructural para la economía chilena con las variables: inflación, tasa de interés nominal, producto real, tasa de desempleo, índice de vacancias, flujo de entrada al desempleo y flujo de salida del desempleo, todas en frecuencia cíclica. Para efectuar la identificación de los *shocks* se estima el VAR estructural con restricciones de signo replicando la estrategia utilizada por Braun, De Bock y DiCecio (2009), con el objetivo de interpretar el signo impuesto a las variables para los tres *shocks* identificados: Oferta, Demanda y Política Monetaria. Luego, como ejercicio de robustez, se identifica el VAR estructural con restricciones de corto plazo, acorde a Sims (1980), con el fin de identificar un *shock* al producto, inflación y tasa de interés. La parte VII concluye.

II. REVISION DE LA LITERATURA

El trabajo de Shimer (2012) modificó la forma en que se miden los flujos de entrada y salida al desempleo, en consecuencia se alteraron las conclusiones sobre cuál de estos es más relevante para explicar las variaciones que presenta el desempleo. En este artículo, el autor argumenta que antes no se corregía por el sesgo de agregación

temporal (ver subsección 3.1.1.). Al no corregir por el sesgo de agregación temporal se perdía información acerca de los cambios de estados laborales de los encuestados, específicamente la entrada de los trabajadores al desempleo. Información que se pierde debido a la periodicidad en que se publican las encuestas laborales, las que no son capaces de reportar cuántas veces un trabajador puede haber perdido o encontrado un trabajo en ese período. Expone que ignorar el sesgo de agregación temporal inclina los resultados hacia el flujo de entrada al desempleo para explicar la variabilidad del desempleo cíclico, debido a que cuando cae la probabilidad de encontrar trabajo, un trabajador que pierde el empleo es más probable que siga desempleado por un tiempo moderado (Shimer, 2012, p. 129). La conclusión de Shimer (2012) dictamina que el flujo de salida del desempleo es el que domina y el flujo de entrada no tiene influencia respecto del desempleo cíclico.

La literatura anterior, concentrada en los artículos de Darby, Haltiwanger y Plant (1986), Davis y Haltiwanger (1990), Blanchard, Diamond, Hall y Murphy (1990) y Blanchard, Diamond, Hall y Yellen (1989), establece que en períodos recesivos el flujo de entrada al desempleo es el que determina en mayor magnitud al desempleo, mientras que el flujo de salida del desempleo es irrelevante. Esta literatura utiliza datos microeconómicos que reportan el estado individual de cada trabajador para para estimar los flujos brutos de entrada y salida al desempleo. Shimer (2012) modifica la forma de medir estos flujos utilizando datos agregados disponibles al público, como el número de desempleados, empleados y desempleados de corto plazo.

Fujita y Ramey (2009) utilizando datos provenientes de la *Current Population Survey* para estimar flujos brutos de entrada y salida del desempleo en Estados Unidos y Elsby, Michaels y Solon (2009), mediante la metodología de Shimer (2012), concluyen que la tasa de entrada al desempleo genera un aporte mayor a la variabilidad de la tasa de desempleo en períodos recesivos y, sin perjuicio de lo anterior, ambos flujos son importantes para explicar el desempleo cíclico en Estados Unidos durante el período estudiado.

En la literatura posterior Elsby, Hobijn y Sahin (2013) establecen una discusión en torno al método de Shimer (2012), analizan su robustez y si es plausible ocupar la metodología para otras economías pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). Encuentran que el método de Shimer (2012) sí es robusto ante el problema de agregación temporal. También argumentan que la descomposición del desempleo utilizada por Fujita y Ramey (2009) debe ser modificada si la magnitud de los flujos es relativamente pequeña, debido a que la aproximación de la tasa de desempleo al estado estacionario se ve alterada. Adicionalmente elaboran una manera de calcular los flujos en frecuencia mensual para datos que proceden en frecuencia trimestral, semestral o anual para así poder realizar comparaciones razonables entre países. El trabajo concluye que las fluctuaciones de ambos flujos son relevantes para explicar las variaciones cíclicas del desempleo para los países incluidos en la muestra.

Para el caso de la economía chilena, Jones y Naudon (2009), mediante el cálculo de flujos brutos de los estados laborales, obtenidos por medio de la Encuesta Nacional de Empleo elaborada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) para el período 1997-2009, concluyen que el flujo de entrada al empleo es más relevante que el flujo de salida para explicar la varianza del desempleo. Naudon y Pérez (2017), para el período 1960-2015 utilizando datos provenientes de la Encuesta Trimestral de Ocupación y Desocupación (EOD) en el Gran Santiago realizada por la Universidad de Chile, calculan los flujos relevantes del mercado laboral bajo la metodología de Shimer (2012) para concluir que la varianza del desempleo se ve afectada en mayor magnitud por cambios en el flujo de salida del desempleo; con sus resultados para la economía chilena comparan con los datos elaborados por Elsby *et al.* (2013) y concluyen que Chile se encuentra a la par de los países anglosajones pertenecientes a la OCDE, pero bastante lejos de la dinámica que presenta el mercado laboral de Estados Unidos.

Respecto de la literatura de VAR estructurales, Braun *et al.* (2009) identifican *shocks* de oferta, demanda y de política monetaria mediante restricciones de signo para examinar cómo se comportan las variables del mercado laboral, incluyendo los flujos de entrada y salida al desempleo derivados con la metodología de Shimer (2012) para Estados Unidos. De igual manera, Fujita (2011) indaga en cómo un *shock* agregado en la economía afecta las variables relevantes del mercado laboral estimando flujos brutos mediante las tasas de transición entre estados laborales. También existe literatura que utiliza la metodología VAR con variables del mercado laboral pero con supuestos de identificación distintos, Braun (2006) utiliza un VAR con restricciones de corto plazo para identificar un *shock* de política monetaria sobre variables agregadas y del mercado laboral como horas, salarios, vacancias y flujos estimados por el método de Shimer (2012). En Trigari (2009) se estima un VAR para identificar un *shock* de política monetaria utilizando la estrategia de recursividad elaborada por Christiano, Eichenbaum y Evans (1999) sobre producto, inflación, empleo, horas, tasa de creación de trabajo y tasa de destrucción de trabajo. Los resultados encontrados en los trabajos mencionados se comentarán en la sección VI, correspondiente a la estimación del VAR estructural para la economía chilena, con el fin de contrastar las conclusiones.

III. DATOS

A continuación se detalla la fuente y características de los datos utilizados en el trabajo. Todas las series utilizadas abarcan el período comprendido entre el primer trimestre de 1996 y el tercer trimestre de 2016.

3.1. Datos construidos

La siguiente subsección aborda el método de Shimer (2012) para la construcción de los flujos de entrada y salida del desempleo. Shimer (2012) utiliza el término tasa

de destrucción de empleo para referirse al flujo que ocurre cuando un trabajador pierde el empleo e ingresa al *stock* de desempleados, mientras que la tasa de creación de empleo se refiere al flujo que se origina cuando un trabajador pierde su estatus de desempleado e ingresa al *stock* de empleados. Siguiendo a Elsby *et al.* (2013), denominaremos a la tasa de creación de empleo como flujo de salida del desempleo y la tasa de destrucción de empleo será flujo de entrada al desempleo.

3.1.1. *El sesgo de agregación temporal*

Debido a la naturaleza discreta en que las instituciones estadísticas elaboran y publican sus datos (no es posible obtener datos económicos agregados en tiempo continuo), hay mucha información del mercado laboral que no se contabiliza. Habrán trabajadores que durante el tiempo transcurrido entre dos encuestas sucesivas posiblemente cambien de estatus laboral. Es decir, encontrarán o perderán el empleo, quizá lo vuelvan a recuperar y una semana después queden desempleados nuevamente. Estas transiciones no están reportadas en la Encuesta de Empleo debido a que esta encuesta se publica cada doce semanas y, para referirse al estado laboral del encuestado, solo pregunta si en la semana de referencia se trabajó remuneradamente por al menos una hora. Por consecuencia, no se reportarán cambios de estatus laboral en el resto de las semanas que comprende cada encuesta, generando un problema de medición debido a que no captura información relevante para el resto de las semanas. En síntesis, el flujo de entrada al desempleo estará subestimado gracias al fenómeno conocido en la literatura como *sesgo de agregación temporal*, Shimer (2012).

Si ignoramos el sesgo de agregación temporal podemos recuperar los flujos mediante el siguiente procedimiento:

La dinámica del desempleo y el empleo satisfacen las siguientes ecuaciones:

$$\dot{U}_t = x_t E_t - f_t U_t$$

$$\dot{E}_t = f_t U_t - x_t E_t$$

Las ecuaciones 1 y 2 definen la dinámica del desempleo y el empleo para cada período t , respectivamente. \dot{U}_t define la evolución del número de desempleados (U), mientras que \dot{E}_t define la evolución del número de empleados. Similarmente, x_t denota el flujo de entrada al desempleo y f_t al flujo de salida del desempleo.

Denominaremos a F_t y X_t como la probabilidad de salir y entrar al desempleo en el período t , respectivamente. Estas son las probabilidades correspondientes a los flujos f_t y x_t .

En un mundo discreto sin posibilidad de cambiar de estado laboral entre dos encuestas, el desempleo del siguiente período es:

$$U_{t+1} = U_t + \tilde{X}_t E_t - \tilde{F}_t U_t$$

La probabilidad de salida al desempleo es el cambio en el *stock* de desempleados más los nuevos trabajadores que ingresan al *stock* de desempleados, denominados desempleados de corto plazo:

$$\tilde{F}_t = 1 - \frac{U_{t+1} - U_{t+1}^s}{U_t}$$

Si operamos las dos ecuaciones anteriores, obtenemos:

$$U_{t+1}^s = \tilde{X}_t E_t$$

Por lo que la probabilidad de entrar al desempleo es:

$$\tilde{X}_t = U_{t+1}^s / E_t$$

El método de Shimer (2012) corrige por el sesgo de agregación temporal presente en \tilde{X}_t .

Modelando un ambiente de tiempo continuo en donde los datos se entregan en tiempo discreto para $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$, el intervalo $[t, t + 1)$ es denominado el período τ . Shimer (2012) hace dos suposiciones para sus cálculos, la fuerza laboral está fija y todos los trabajadores son homogéneos.

Todos los trabajadores desempleados encuentran trabajo por medio de un proceso *Poisson* a una tasa $f_t = -\log(1 - F_t) \geq 0$, mientras que los trabajadores empleados pierden su trabajo mediante un proceso *Poisson* a una tasa $x_t = -\log(1 - X_t) \geq 0$. Sea $\tau \in [0, 1]$ el intervalo entre la publicación de datos. Se define $E_{t+\tau}$ como el número de trabajadores empleados para el período $t + \tau$, denota el número de trabajadores desempleados para el período $t + \tau$, se define como el “desempleo de corto plazo”, esto modela a los trabajadores que están desempleados en el período $t + \tau$ pero son empleados en algún período $t' \in [t, t + \tau]$, es decir, perdieron su estatus de desempleados antes de la encuesta subsiguiente. Para $\tau = 0$ se cumple que $u_t^s(0) = 0$, luego, Shimer (2012) asume que el *stock* de desempleados de corto plazo al final del período t es $u_t^s(0) \equiv u_t^s(1)$.

Debido a estas observaciones, el desempleo y el desempleo de corto plazo evolucionan de acuerdo con las siguientes ecuaciones:

$$\dot{U}_{t+\tau} = E_{t+\tau} x_t - U_{t+\tau} f_t$$

$$\dot{U}_t^s(\tau) = E_{t+\tau} x_t - U_t^s(\tau) f_t$$

La ecuación 7 indica que el desempleo aumenta cuando trabajadores empleados dejan sus empleos y disminuye cuando se crean empleos. La ecuación 8 trabaja de una manera similar.

Para encontrar la probabilidad de encontrar un trabajo (F_t) restamos la ecuación 8 en la 7 y obtenemos:

$$\dot{U}_{t+\tau} = \dot{U}_t^s(\tau) - (U_{t+\tau} - U_t^s(\tau)) f_t$$

Dada la condición inicial $u_t^s(0) = 0$, la ecuación diferencial se resuelve para U_{t+1} y $U_t^s(0) \equiv U_t^s(1)$:

$$U_{t+1} = (1 - F_t) U_t + U_{t+1}^s$$

Despejando para la probabilidad de encontrar trabajo:

$$F_t = 1 - \frac{U_{t+1} - U_{t+1}^s}{U_t}$$

Mientras que el flujo de entrada al desempleo se resuelve mediante la ecuación (7):

$$U_{t+1} = \frac{(1 - E^{-f_t - x_t}) x_t}{f_t + x_t} l_t + E_t^{-f_t - x_t} U_t$$

Donde $l_t = E_t + U_t$ es la fuerza laboral en el período t . Dado que $l_t > U_t$, el lado derecho de la expresión es creciente en el flujo de entrada x_t . La ecuación 12 puede ser resuelta para x_t utilizando *softwares* numéricos como MATLAB.

Para obtener estas expresiones se utilizó la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) elaborada por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE) para el período comprendido entre 1996 y 2009 y la Nueva Encuesta Nacional de Empleo (NENE) elaborada por la misma institución para el período 2010-2016. Debido a la naturaleza trimestral de las encuestas, se usaron las de trimestres no solapados, es decir, los correspondientes a los trimestres enero-marzo, abril-junio, julio-septiembre, octubre-diciembre. Por consiguiente, se considera a una persona desempleada en el corto plazo como aquella que ha buscado empleo por menos de 12 semanas, aquella que perdió el trabajo entre dos encuestas sucesivas.

Debido a que la NENE introdujo cambios en la metodología para ajustar exigencias de organismos internacionales respecto de la ENE, según lo observado por Marcel y Naudon (2016) se presentan discontinuidades en los datos entre una encuesta y la otra. Sin embargo el BCCh presenta series empalmadas que suavizan estas diferencias

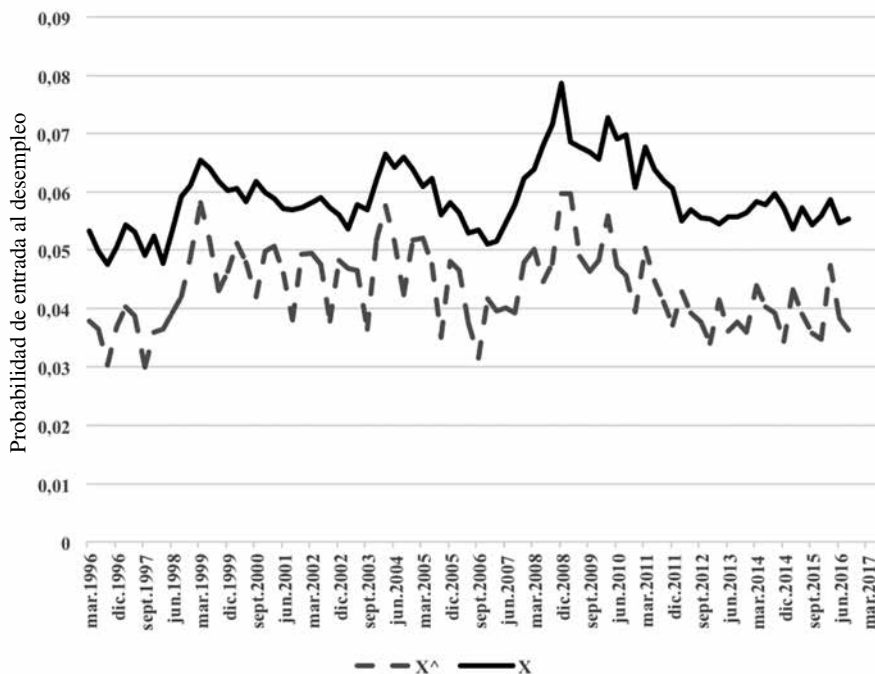
para los datos agregados. Por esta razón se utiliza el siguiente método para recuperar la serie de desempleo de corto plazo mediante las series empalmadas del BCCh. Se define U_t^{BC} como el número de desempleados publicado por el BCCh. U_t^{INE} y $U_t^{INE(S)}$ como el número de desempleados y el número de desempleados de corto plazo, respectivamente, calculados con la data publicada por el INE.

Por tanto, definimos el *ratio* de desempleados de corto plazo respecto del total de desempleados como:

$$\gamma_t = \frac{U_t^{INE(S)}}{U_t^{INE}}$$

FIGURA 1

PROBABILIDADES DE ENTRADA AL DESEMPLEO

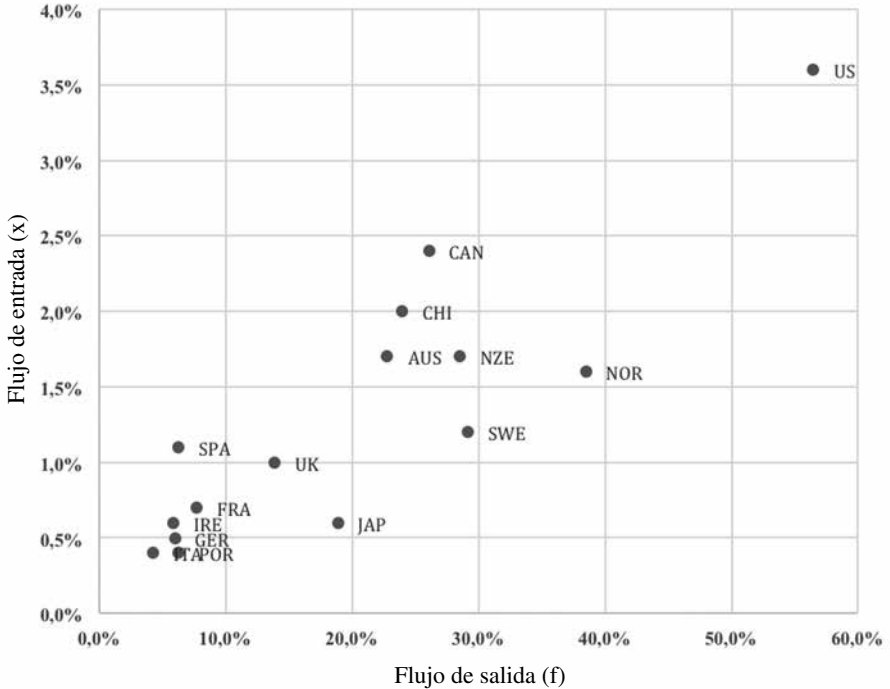


Nota: La línea discontinua representa la probabilidad sin corrección del flujo de entrada al desempleo, mientras que la línea continua sí corrige por el sesgo de agregación temporal.

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA 2

PROMEDIO EN FRECUENCIA MENSUAL PARA LOS FLUJOS DE ENTRADA Y SALIDA



Fuente: Datos para Chile son de elaboración propia. Datos para países OCDE son de Elsby *et al.* (2013).

Se debe cumplir que el *ratio* para la serie empalmada del BCCh debe ser la misma:

$$\gamma_t = \frac{u_t^{BC(S)}}{u_t^{BC}}$$

Igualamos por γ_t y despejamos para $u_t^{BC(S)}$ para obtener la serie del número de desempleados de corto plazo empalmada por el BCCh.

Una vez recuperada la serie empalmada para los desempleados de corto plazo y realizados los cálculos correspondientes, obtenemos las series de f_t y x_t para el período 1996Q1-2016Q3.

Llevando nuestros flujos a frecuencia mensual, siguiendo el mapeo propuesto por Elsby *et al.* (2013) podemos posicionar a Chile respecto de los países de la OCDE.

Chile presenta una movilidad relativamente alta en su mercado laboral, similar a Australia y Nueva Zelanda pero todavía muy lejos de una economía desarrollada como Estados Unidos. Para el período que comprende entre el primer trimestre de 1996 y el tercer trimestre de 2016, el flujo de salida del desempleo promedió 24% en frecuencia mensual y el flujo de entrada al desempleo 2% mensualmente.

3.2. Datos de otras fuentes

- **Producto:** Se utiliza la serie de Producto Interno Bruto a precios del año anterior encadenado a referencia 2013 empalmada y publicada por el Banco Central de Chile (BCCh) en frecuencia trimestral.
- **Vacancias:** Esta serie se aproxima con el índice de vacantes de trabajo mensual (promedio 1995= 100) elaborada por el BCCh con las ofertas de trabajo publicadas por los siguientes medios de prensa escritos: *El Mercurio* de Antofagasta, Valparaíso y Santiago; *El Sur* de Concepción y *El Diario Austral* de La Araucanía. El índice está disponible en forma mensual y anual. Para llevarlo a frecuencia mensual nos basta tomar el último dato disponible para el trimestre en cuestión.
- **Tasa de desempleo:** El Instituto Nacional de Estadísticas (INE) elabora mensualmente la tasa de desocupación desde febrero de 1986. Para el período comprendido entre febrero de 1986 a febrero de 2012 se utilizan las series empalmadas por el INE base Censo 2002. Desde marzo de 2010 se calcula con las series obtenidas en la NENE. El método para obtener la serie trimestral es similar a la utilizada con la tasa de vacancias.
- **Tasa de interés:** La serie se obtuvo del BCCh, está disponible desde mayo de 1995 en donde se reemplazó la tasa real de los pagarés del BCCh a 90 días por la tasa real diaria sobre los préstamos bancarios, como se ha señalado en Morandé y Schmidt-Hebbel (2001). A partir de agosto de 2001 la Tasa de Política Monetaria se nominalizó. Por tanto, para nominalizar el período entre mayo de 1995 y agosto de 2001 debemos sumar la tasa de inflación acorde con la identidad de Fisher:

$$\hat{i}_t \approx r_t + \pi_t$$

Donde \hat{i}_t es la tasa de interés nominal estimada en el trimestre t , r_t es la tasa de interés real observada en el trimestre t y π_t es la inflación observada en el trimestre t .

- **Tasa de inflación:** La medida de inflación utilizada es la variación anual del Índice de Precios al Consumidor elaborado por el INE, la serie completa está en frecuencia mensual disponible en la base de datos del BCCh desde marzo de

1929. Para llevarla a frecuencia trimestral debemos calcular el promedio simple de los tres meses que componen un trimestre.

Exceptuando la Tasa de Política Monetaria, las series fueron desestacionalizadas ocupando el programa *X-13 Arima Seats* elaborado por el *US Census Bureau* para suavizar las series y eliminar variaciones originadas desde procesos estacionales.

Con el objetivo de extraer el componente cíclico de las series se utilizó el filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro $\lambda = 1600$, al igual que en Shimer (2005,2012). Nótese que la tendencia que extrae el filtro HP son los valores de largo plazo de las series y el componente cíclico correspondiente son los valores de corto plazo. De este modo, si aplicamos el filtro HP sobre el producto, la tendencia extraída será el producto de largo plazo, es decir, el producto potencial referido a la producción que ocurre cuando los factores productivos son utilizados de manera eficiente y, por tanto el componente cíclico será la brecha de producción, es decir, la diferencia entre el producto real efectivo y el producto potencial. Interpretación similar se le puede dar a las series de desempleo, vacancias y tasas de ocurrencia.

En el caso de la inflación, el filtro HP se utiliza desde el período 1996Q1 hasta 1999Q4. A partir del primer trimestre del año 2000 el BCCh establece como meta implícita 3% de inflación a 12 meses. Por tanto, la política monetaria conducirá sus instrumentos para que la inflación anual medida por el Índice de Precios al Consumidor se ubique por la mayor parte posible en torno a esta meta. Es decir, bajo este nuevo marco de política monetaria, el valor de la serie de largo plazo será 3% y los valores que difieran de la meta serán considerados como parte del componente cíclico de la inflación, la brecha de inflación es la diferencia entre la inflación anual efectiva y la meta inflacionaria.

Para finalizar, es importante mencionar que el componente de tendencia extraído de la tasa de interés nominal es conocido en la literatura como tasa de interés neutral, aquella consistente en el largo plazo con el producto potencial y la tasa de inflación de largo plazo.

IV. ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS

En el Cuadro 1 se calculan las correlaciones de todas las variables que se utilizarán en la sección VI para la estimación del VAR Estructural.

Las variables expresadas con un superíndice c y virgulilla son aquellas a las que se les extrajo el componente cíclico a partir del logaritmo de la variable en cuestión. La razón de lo anterior es para que las variables estén expresadas en tasas y, posteriormente, las funciones de impulso respuesta, calculadas en la sección VI, reflejen desvíos porcentuales respecto del estado estacionario. Aquellas sin virgulilla y con superíndice son variables expresadas en tasas desde su origen, por esta razón solo bastó extraer el componente cíclico.

CUADRO 1

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS PARA EL COMPONENTE CICLICO
DE LAS VARIABLES. PERIODO: 1996Q1-2016Q3

	π^c	\tilde{y}^c	i^c	\tilde{x}^c	\tilde{v}^c	u^c	\tilde{f}^c
Desviación estándar	1,83	0,057	1,54	0,089	0,52	0,008	0,027
Autocorrelación $\rho(z_t, z_{t-1})$	0,8584	0,86	0,8020	0,7802	0,7739	0,8250	0,32
π^c	1	-	-	-	-	-	-
\tilde{y}^c	0,3113*	1	-	-	-	-	-
i^c	0,6419*	0,6394*	1	-	-	-	-
\tilde{x}^c	0,1311	-0,5141*	-0,1538	1	-	-	-
\tilde{v}^c	0,1362	0,6655*	0,4279*	-0,6254*	1	-	-
u^c	-0,1709	-0,7852*	-0,5685*	0,6192*	-0,61992*	1	-
\tilde{f}^c	0,0652	0,4125*	0,0315	-0,1309	0,3254*	-0,2544*	1

Nota: El signo * indica significancia estadística al 5%.

Observando los resultados expresados en el Cuadro 1, se observa que la inflación (π^c) está débilmente correlacionada con el ciclo económico (\tilde{y}^c) mientras que con la tasa de interés (i^c) presenta una correlación más fuerte debido a la naturaleza de la tasa de política monetaria en Chile, adicionalmente demuestra una gran varianza y es persistente en frecuencia cíclica.

La tasa de interés es procíclica, presenta persistencia con una autocorrelación a un rezago de 0,80 y varía fuertemente en frecuencia cíclica.

El índice de vacancias (\tilde{v}^c) es procíclico, posee menor desviación estándar (0,52) que las series anteriores, sin embargo su persistencia es considerable (0,7739).

La tasa de desempleo (u^c) prácticamente no varía en frecuencia cíclica, sin embargo, es fuertemente persistente. Es contracíclica y su correlación respecto del índice de vacancias cumple con la relación establecida por la Curva de Beveridge en frecuencia cíclica.

El flujo de salida del desempleo (\tilde{f}^c) casi no varía en frecuencia cíclica y es la serie menos persistente de todas (0,32), está correlacionada negativamente con la tasa de desempleo y positivamente con las vacancias en frecuencia cíclica.

Finalmente, el flujo de entrada al desempleo (\tilde{x}^c) tampoco presenta varianza en frecuencia cíclica y tiene una autocorrelación de 0,7802, resultados similares a los encontrados por Shimer (2005) para datos de Estados Unidos. Está negativamente correlacionado con las vacancias y positivamente con la tasa de desempleo en frecuencia cíclica, estas correlaciones son más fuertes que las evidenciadas por el flujo de salida al desempleo.

V. VARIANZA DEL DESEMPLEO

La presente parte del trabajo sigue a Fujita y Ramey (2009) y Shimer (2012) para examinar la contribución de los flujos de entrada y salida al desempleo a la variabilidad del desempleo. Según Shimer (2012), la tasa de desempleo de estado estacionario (U) se puede aproximar y expresar con los flujos de estado estacionario (f y x) que afectan el *stock* de desempleados, lo anterior se debe a que en estado estacionario el número de personas que pierden empleo es igual a las que encuentran empleo, asumiendo que la fuerza laboral (L) se mantiene constante:

$$fU = x(L - U)$$

Donde desarrollando la expresión, llegamos a:

$$u_t \approx \frac{x_t}{x_t + f_t} \equiv u_t^{ee}$$

Donde la tasa de desempleo de estado estacionario u_t^{ee} , se puede aproximar con los flujos de entrada y salida al desempleo.

La aproximación también se aplica a la tendencia de las series. Se denota a \bar{u}_t^{ee} , \bar{f}_t y \bar{x}_t como la tendencia de las tres series obtenidas por medio del filtro HP. Luego, la tasa natural de estado estacionario es:

$$\bar{u}_t \approx \frac{\bar{x}_t}{\bar{x}_t + \bar{f}_t} \equiv \bar{u}_t^{ee}$$

Si se log-linealiza u_t^{ee} respecto de su valor de tendencia \bar{u}_t^{ee} , nos lleva a la siguiente descomposición:

$$\ln\left(\frac{u_t^{ee}}{\bar{u}_t^{ee}}\right) = (1 - \bar{u}_t^{ee}) \ln\left(\frac{x_t}{\bar{x}_t}\right) - (1 - \bar{u}_t^{ee}) \ln\left(\frac{f_t}{\bar{f}_t}\right) + \varepsilon_t$$

La anterior ecuación expresa las desviaciones del desempleo respecto de la tendencia como una suma de factores que dependen tanto de las desviaciones de las tasas de ocurrencia referente a su respectiva tendencia junto con un residuo. Expresada en términos generales:

$$du_t^{ee} = du_t^x + du_t^f + \varepsilon_t$$

Si tomamos la varianza a la expresión anterior con el objetivo de examinar la variabilidad del desempleo, tenemos:

$$\begin{aligned} & \text{Var}\left(du_t^{ee}\right) \\ &= \text{Var}\left(du_t^x\right) + \text{Var}\left(du_t^f\right) + \text{Var}\left(\varepsilon_t\right) + 2\text{Cov}\left(du_t^x, du_t^f\right) + 2\text{Cov}\left(du_t^x, \varepsilon_t\right) \\ & \quad + 2\text{Cov}\left(du_t^f, \varepsilon_t\right) \end{aligned}$$

$$\text{Var}\left(du_t^{ee}\right) = \text{Cov}\left(du_t^{ee}, du_t^x\right) + \text{Cov}\left(du_t^{ee}, du_t^f\right) + \text{Cov}\left(du_t^{ee}, \varepsilon_t\right)$$

Dividiendo por $\text{Var}\left(du_t^{ee}\right)$, obtenemos:

$$1 = \frac{\text{Cov}\left(du_t^{ee}, du_t^x\right)}{\text{Var}\left(du_t^{ee}\right)} + \frac{\text{Cov}\left(du_t^{ee}, du_t^f\right)}{\text{Var}\left(du_t^{ee}\right)} + \frac{\text{Cov}\left(du_t^{ee}, \varepsilon_t\right)}{\text{Var}\left(du_t^{ee}\right)}$$

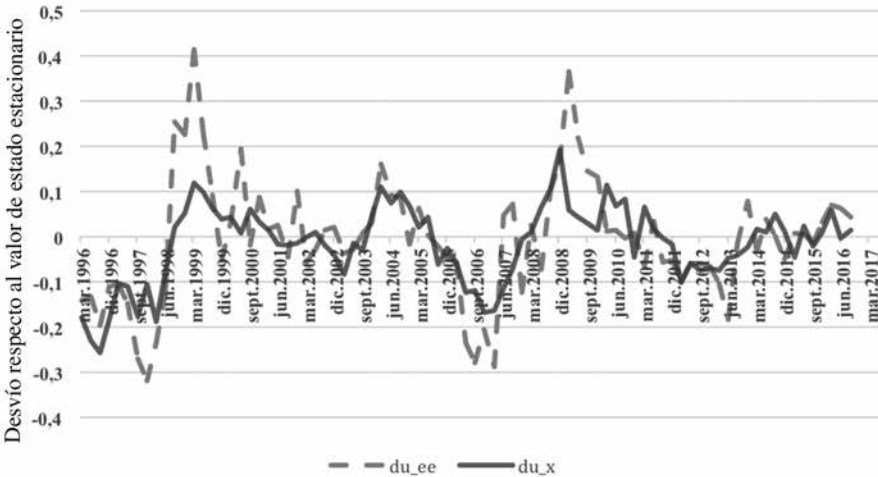
$$1 = \beta^x + \beta^f + \beta^e$$

Cada expresión del lado derecho cuantifica el aporte de las fluctuaciones en los flujos acerca de la variación total del desempleo junto con un residuo.

FIGURA 3

CONTRIBUCION A LA VARIABILIDAD DEL DESEMPLERO DEL FLUJO DE ENTRADA AL DESEMPLERO

Contribución del flujo de entrada al desempleo



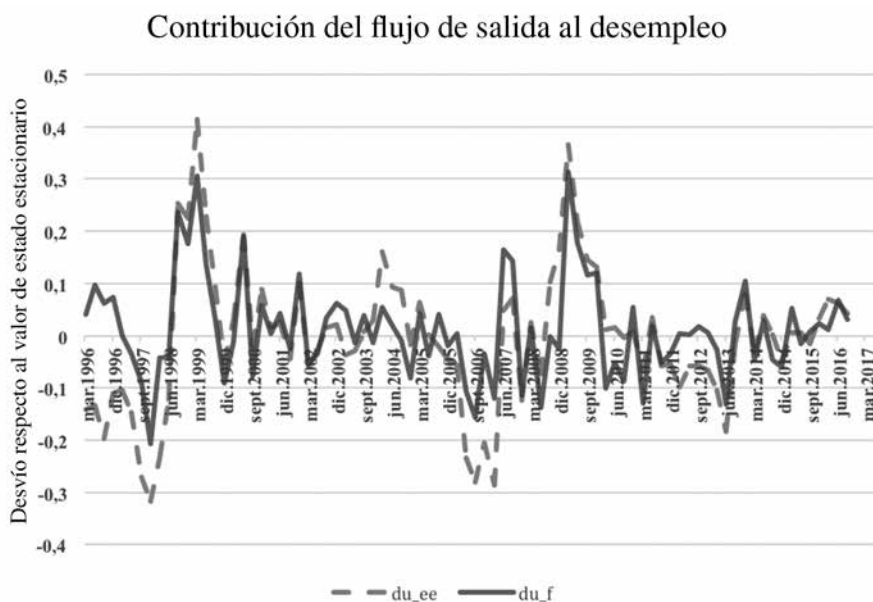
Nota: La línea discontinua representa a la desviación del desempleo mientras que la continua a la desviación del flujo de entrada. Las líneas verticales comprenden los trimestres dentro de cada año que la economía chilena entró en recesión.

Fuente: Elaboración propia.

En la Figura 4 anterior podemos ver que las desviaciones del flujo de salida del desempleo (du_t^f) exhiben variaciones sustanciales hacia las desviaciones de la tasa de desempleo (du_t^{ee}). Mientras que en la Figura 3 el flujo de entrada al desempleo representa una variabilidad menor hacia la tasa de desempleo (du_t^x).

FIGURA 4

CONTRIBUCION A LA VARIABILIDAD DEL DESEMPLEO
DEL FLUJO DE SALIDA DEL DESEMPLEO



Nota: La línea discontinua representa a la desviación del desempleo mientras que la continua a la desviación del flujo de salida. Las líneas verticales comprenden los trimestres dentro de cada año que la economía chilena entró en recesión.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 2

CONTRIBUCIONES DE CADA FLUJO A LA VARIABILIDAD DEL DESEMPLEO

	Contribución
β^x	0,45
β^f	0,55
β^e	0

Considerando el período de la muestra en estudio, si el desempleo se desvía en 1% respecto de la tendencia el flujo de entrada al desempleo aporta en 45% y la del flujo de salida del desempleo 55%. Los resultados coinciden con los encontrados

por Naudon *et al.* (2017) para la economía chilena en un período similar, el flujo de salida del desempleo aporta más al desempleo cíclico que el flujo de entrada al desempleo.

Es posible examinar si existe evidencia para afirmar cuál de estos dos flujos tiene mayor incidencia cuando la economía se encuentra en períodos recesivos. Si bien los resultados anteriores apuntan a esa pregunta, lo que obtenemos anteriormente son conclusiones para toda la muestra, ya sea en tiempos malos o buenos. Una pregunta interesante es saber si estas contribuciones, calculadas como β^x y β^f , sufren alguna modificación cuando la economía entra en recesión. Para esto calculamos β^x y β^f por medio de un modelo de regresión simple, en donde incluimos una variable binaria para todo el trimestre t perteneciente a la muestra, tal que:

$$\delta_t = \begin{cases} 1 & \text{Si la economía está en recesión} \\ 0 & \text{En otro caso} \end{cases}$$

Luego, estimamos los siguientes modelos por mínimos cuadrados ordinarios:

$$du_t^{ee} = \alpha_1 + \beta_1 du_t^x + \gamma_1 \delta_t du_t^x + \varepsilon_1$$

$$du_t^{ee} = \alpha_2 + \beta_2 du_t^f + \gamma_2 \delta_t du_t^f + \varepsilon_2$$

Por construcción obtenemos que:

$$\beta_1 = \frac{\text{Cov}(du_t^{ee}, du_t^x)}{\text{Var}(du_t^{ee})}$$

$$\beta_2 = \frac{\text{Cov}(du_t^{ee}, du_t^f)}{\text{Var}(du_t^{ee})}$$

Nótese que γ_i captura el cambio de magnitud de cada β si $\delta_t = 1$. Si esto es cierto se cumple que:

$$\gamma_1 = \frac{\text{Cov}(du_t^{ee}, du_t^x)}{\text{Var}(du_t^{ee})} \text{ Si } \delta_t = 1$$

$$\gamma_2 = \frac{\text{Cov}(du_t^{ee}, du_t^f)}{\text{Var}(du_t^{ee})} \text{ Si } \delta_t = 1$$

Por tanto, para cada período recesivo denotado por $\delta_t = 1$ el aporte de cada flujo a la variabilidad del desempleo estará dado por:

$$\begin{aligned}\tilde{\beta}^x &= \beta_1 + \gamma_1 \\ \tilde{\beta}^f &= \beta_2 + \gamma_2\end{aligned}$$

El requisito para que estos nuevos betas ($\tilde{\beta}$) sean válidos implica que γ_i debe ser estadísticamente significativo al 5%. Los resultados de las regresiones se muestran a continuación:

CUADRO 3

RESULTADOS ESTIMACION MCO

Modelo	α_i	β_i	γ_i
1	-0,009 (0,007)	0,535* (0,06)	-0,259* (0,11)
2	0,009 (0,007)	0,461* (0,06)	0,277* (0,111)

Nota: Números con * indican significancia estadística al 5%. Errores estándar entre paréntesis.

Los resultados de las regresiones indican que en períodos recesivos el aporte de los flujos se modifica sustancialmente. El flujo de salida del desempleo aumenta su contribución a la variabilidad del desempleo a 74% (modelo 2). El flujo de entrada al desempleo disminuye su contribución a la varianza del desempleo a 26% (modelo 1).

VI. VAR ESTRUCTURAL

6.1. Restricciones de signo

En esta sección, la estimación del VAR estructural y posterior identificación de los *shocks* estructurales se realizará mediante el método de restricciones de signo. Los principales aportes son de Faust (1998), Canova y De Nicolo (2002) y Uhlig (2005). La idea de este método de identificación es no comprometerse con ninguna estrategia de identificación en particular respecto del orden de respuesta teórico de las variables,

sino establecer creencias *a priori* sobre el signo de respuesta de las variables para recuperar las innovaciones estructurales.

6.1.1. Método

La siguiente sección se basa fuertemente en Uhlig (2005) y Danne (2015). Consideramos un vector z_t con K series de tiempo de longitud T . Imponemos un vector autorregresivo de forma reducida con rezago de orden p y K variables endógenas sin constante:

$$z_t = Az_{t-1} + \varepsilon_t \text{ para } t = 1, 2, \dots, T.$$

Donde A es una matriz de $K \times K$ dimensiones y ε_t un vector de errores de media cero, correlación cero, cuya matriz de varianzas y covarianzas es:

$$\Sigma = E[\varepsilon_t \varepsilon_t']$$

En un principio ε_t no tiene interpretación económica, debido a que puede estar correlacionado con elementos de las K ecuaciones del VAR reducido. Se asume que los errores son funciones de innovaciones estructurales, tal que:

$$B\varepsilon_t = v_t$$

Donde B es una matriz de $K \times K$ parámetros estructurales y v_t un vector de choques o innovaciones estructurales que siguen una distribución estándar normal con media cero y varianza unitaria.

Los parámetros estructurales pueden recuperarse de:

$$BB' = \Sigma = E[v_t v_t']$$

La última expresión puede obtenerse estimando el VAR estructural mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Para identificar B y recuperar las innovaciones, necesitamos al menos $K(K-1)/2$ restricciones. Usualmente se utilizan restricciones sobre B mediante la descomposición de Cholesky. Sin embargo, en vez de aplicar restricciones sobre los parámetros, impondremos restricciones de signo para las respuestas ante las innovaciones. Son, restricciones *a priori* sobre las respuestas acerca del signo que tendrá el impacto y la duración de este mismo.

Para recuperar las innovaciones estructurales se siguen los siguientes pasos:

- i. Estimar un VAR sin restricciones para obtener las estimaciones de las matrices A y Σ .
- ii. Obtener las innovaciones ortogonales del modelo utilizando una descomposición de Cholesky.
- iii. Calcular los impulsos respuesta del paso 2.
- iv. Trazar un vector aleatorio ortogonal de impulso α .
- v. Multiplicar las respuestas del paso 3 por α y verificar si cumplen con las restricciones de signo.
- vi. Si cumple la restricción, se guarda la respuesta. Si no la cumple, la respuesta es eliminada.
- vii. Se repiten los pasos 2-6, hasta que el número de impulsos trazados convergen. Generalmente se conservan mil impulsos.

Los impulsos respuesta ortogonales se obtienen mediante un vector $K \times 1$ trazado a partir de una esfera unitaria. Según Uhlig (2005), se cumple que:

$$\alpha = \tilde{B}a$$

Donde a es un vector de largo unitario y $\tilde{B}\tilde{B}' = \Sigma_v$ es la descomposición de Cholesky. El vector α debe identificar las restricciones impuestas. Los pasos 2-6 suponen que los parámetros *a posteriori* del VAR se obtienen por medio de un trazado conjunto de la distribución invertida normal Wishart y α sigue una distribución uniforme. El algoritmo del paso 5 para verificar si el signo es correcto o no, consiste en realizar subtrazas de impulsos respuesta que generan un vector α para cada traza posterior. Luego se verifica si los signos y la duración del choque impuestas *a priori* satisfacen las restricciones empezando por la variable que emite el impulso inicial. Si la respuesta de la variable que da el impulso y el vector α tienen el signo incorrecto en el primer período, el algoritmo da vuelta los signos anteriores y revisa si las restricciones se cumplen o no. Si las restricciones de signo y períodos son correctas, la traza es conservada y el algoritmo pasa a la siguiente. En caso de ser rechazada, el algoritmo toma otra subtraza y así sucesivamente hasta alcanzar el máximo de subtrazas programadas.

El VAR estructural se ha programado de la siguiente forma:

Se establece un vector de restricciones que se justificarán en la próximas subsecciones. Luego se establece un límite de 10.000 trazas y subtrazas, se conservarán 1.000 de estas con el objetivo de obtener los impulsos respuestas para 20 períodos adelante. Debido a fines gráficos se presentan la mediana y los percentiles 16 y 84 de la distribución posterior de impulsos respuesta para así obtener un error del 68% alrededor de la mediana.

6.1.2. Identificación

La manera que vamos a identificar los *shocks* estructurales bajo restricciones de signos sigue a Braun *et al.* (2009) y Fujita (2011). Suponiendo que la economía es cerrada sin gobierno, se modela bajo un esquema de IS-LM con oferta y demanda agregada. Las variables incluidas en el VAR son las descritas en la parte III con las modificaciones mencionadas en la parte IV. En el *set-up* mencionado, tanto la inflación como el producto se determinan por el equilibrio entre oferta y demanda agregada, la tasa de interés se determina acorde al equilibrio del mercado de dinero descrito en la curva LM, mientras que el mercado laboral se determina a partir de los anteriores. Se suma el supuesto adicional que la oferta agregada tiene pendiente positiva, existen rigideces de precios pero no son completas.

El VAR se estima con rezago unitario acorde al criterio de selección de Schwarz (SBIC). Todas las variables introducidas son estacionarias, por esta razón los autovalores de la matriz A, que se estima en el VAR de forma reducida, yacen dentro del círculo unitario.

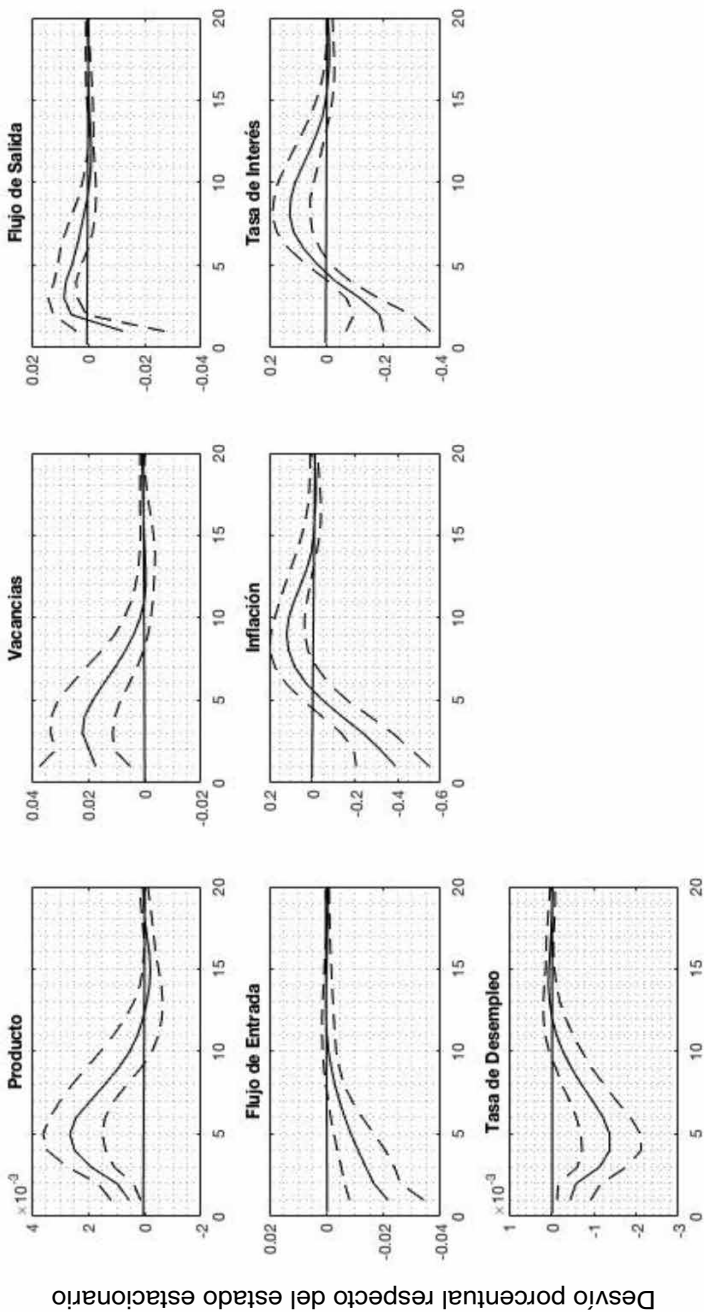
6.1.3. Shock de Oferta

Para identificar el *shock* de oferta asumiremos que la oferta agregada se desplaza en sentido positivo, generando un aumento del producto (signo positivo) y una caída en el nivel de precios (signo negativo). Por Regla de Taylor, ante una caída del nivel de precios la tasa de interés nominal debe caer (signo negativo). Finalmente, debido a la Curva de Beveridge existe una relación negativa entre desempleo y vacancias, al menos en el corto plazo (Pasten *et al.* (2002)), si el desempleo tiene signo negativo las vacancias deberían tener un signo positivo ante el *shock* de oferta. Si bien el flujo de salida del desempleo está positivamente correlacionado con la función de *matching* y, por esta razón con el *ratio* vacancias-desempleo (Pissarides (2000); Shimer (2005)). Se restringe el signo de las respuestas por 5 períodos. Dejaremos a las variables flujo responder sin restricciones ante los *shocks*, la idea detrás de esto es que los datos nos digan la respuesta cíclica de estas variables.

Como se aprecia en la Figura 5, el desempleo responde en forma de *U* volviendo a su nivel de estado estacionario en 10 períodos después del impacto, mientras que las vacancias responden en forma jorobada (*Hump-shaped*). Estos resultados son similares a los encontrados por Braun *et al.* (2009) y Fujita (2011) para la economía de Estados Unidos. El flujo de salida al desempleo es negativo en el impacto (-0,012%) pero se recupera en un período para ser positivo (0,005%) hasta volver a su senda de estado estacionario seis trimestres después del *shock*. Igualmente, el flujo de entrada al desempleo es negativo (-0,021%) en el impacto, pero tiene una trayectoria más lenta que el flujo de salida hacia el estado estacionario, demora once períodos en volver al estado estacionario. Esta diferencia entre los flujos explica la caída del desempleo durante y después del impacto, debido a que hay más trabajadores saliendo del desempleo que entrando dentro de los trece primeros períodos después del choque. Finalmente, la tasa de interés tiene un comportamiento proporcional a la inflación.

FIGURA 5

FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA ANTE UN SHOCK DE OFERTA



Trimestres después del shock

6.1.4. Shock de demanda

Para identificar el *shock* de demanda asumiremos que la demanda agregada se desplaza en sentido positivo, generando un aumento del producto (signo positivo) y un aumento en el nivel de precios (signo positivo). Por Regla de Taylor, ante una caída aumento en el nivel de precios, la tasa de interés nominal debe aumentar (signo positivo). Se restringe el signo de las respuestas por 5 períodos. El resto de las variables se tratan igual que en el *shock* anterior.

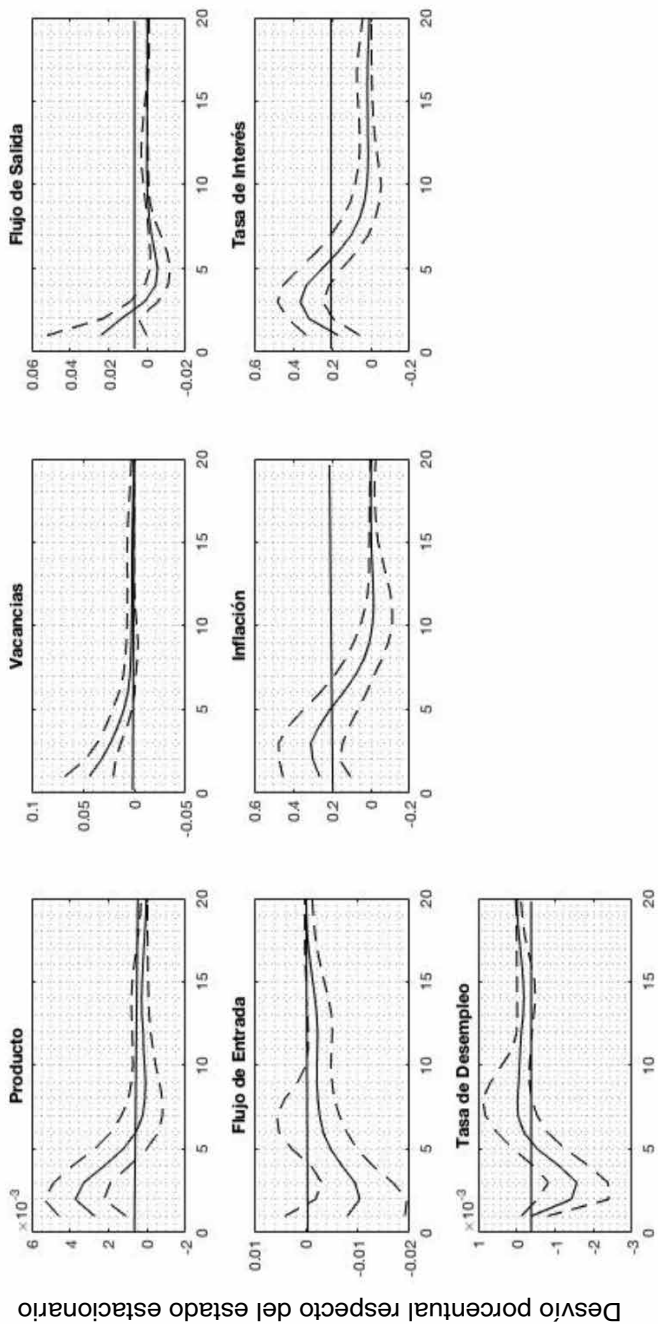
Las funciones de impulso respuesta se ubican en la figura [fig:IRF2]. En este caso, el flujo de salida del desempleo sí responde de forma procíclica en el momento del impacto (0,024%), para volver al estado estacionario en el tercer período después del impacto. El flujo de entrada al desempleo responde negativamente (-0,008%) debido a su naturaleza contracíclica, demora 16 períodos en volver a su valor de estado estacionario. Mientras que el desempleo responde en una magnitud pequeña y negativa (-0,0004%) en el momento del impacto, sin embargo su respuesta es en forma de *U* al igual que el *shock* examinado anteriormente, pero converge más rápido a su nivel de estado estacionario, en seis períodos, debido a que el flujo de salida del desempleo cae rápidamente. La inflación responde a lo esperado, también la tasa de interés que es procíclica siguiendo una trayectoria de forma jorobada. Las vacancias responden en mayor magnitud en el impacto respecto del caso anterior, pero su trayectoria es menos persistente y converge en menor tiempo al estado estacionario. Los resultados son consistentes con los de Braun *et al.* (2009), es importante recordar que seguimos su estrategia de identificación. También son consistentes respecto de los resultados de Fujita (2011), exceptuando por la respuesta de las vacancias, las que presentan una respuesta de forma jorobada, hecho que no se presencia en nuestro caso.

6.1.5. Shock de política monetaria

El *shock* de política monetaria se traduce en un aumento repentino de la tasa de interés nominal, la política monetaria se vuelve contractiva por alguna razón exógena. Bajo nuestro esquema, un aumento de la tasa de interés desplazará la curva de demanda agregada en sentido negativo, hacia la izquierda, provocando una caída en el producto y una caída en el nivel de precios debido a la pendiente positiva de la curva de oferta agregada. Por tanto, ante un impulso positivo de la tasa de interés la identificación es restringir los signos del producto como del nivel de precios, siendo negativos por al menos 4 trimestres. El resto de las variables se deja libre de restricciones para examinar sus respuestas. Se evidencia que un *shock* contraccionario en la política monetaria (aumento en la tasa de interés) genera una caída persistente del producto mientras que el nivel de precios cae en el tiempo.

Braun *et al.* (2006) identifica un *shock* de política monetaria para un VAR con variables del mercado laboral en donde se encuentran los flujos de entrada y salida calculados con la metodología de Shimer (2012). La identificación se basa en que la tasa de interés es exógena, esta responde solo a una innovación de política monetaria

FIGURA 6
 FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA ANTE UN SHOCK DE DEMANDA



Trimestres después del shock

dejando a los demás *shocks* sin identificar, por lo que no hace mayores supuestos acerca de la respuesta contemporánea de las demás variables. Luego un *shock* expansionario en la política monetaria genera un aumento del producto, el nivel de precios cae luego de un aumento inicial. El desempleo y las vacantes tienen impulsos respuestas en forma jorobada aunque en diferentes direcciones, el desempleo cae debido a que hay un aumento en el flujo de salida al desempleo y una caída en el flujo de entrada al desempleo mientras que las vacancias presentan un aumento persistente.

Trigari (2009) utiliza la misma identificación que Christiano *et al.* (1999) para identificar el *shock* de política monetaria, sin embargo, le añade variables del mercado laboral al VAR, encuentra que un aumento en la tasa de interés genera una respuesta caída en el producto de forma jorobada mientras que el nivel de precios tiene una caída rígida y persistente. Se presenta lo que en la literatura se denomina *price puzzle* o *puzzle* de precios, este término refleja la idea contradictoria de que un aumento en la tasa de interés o contracción de la política monetaria conlleva un aumento en el nivel de precios (o viceversa). Mientras que, en el lado del mercado laboral, el desempleo aumenta de forma persistente, la destrucción de empleos aumenta mientras que la creación de trabajos cae.

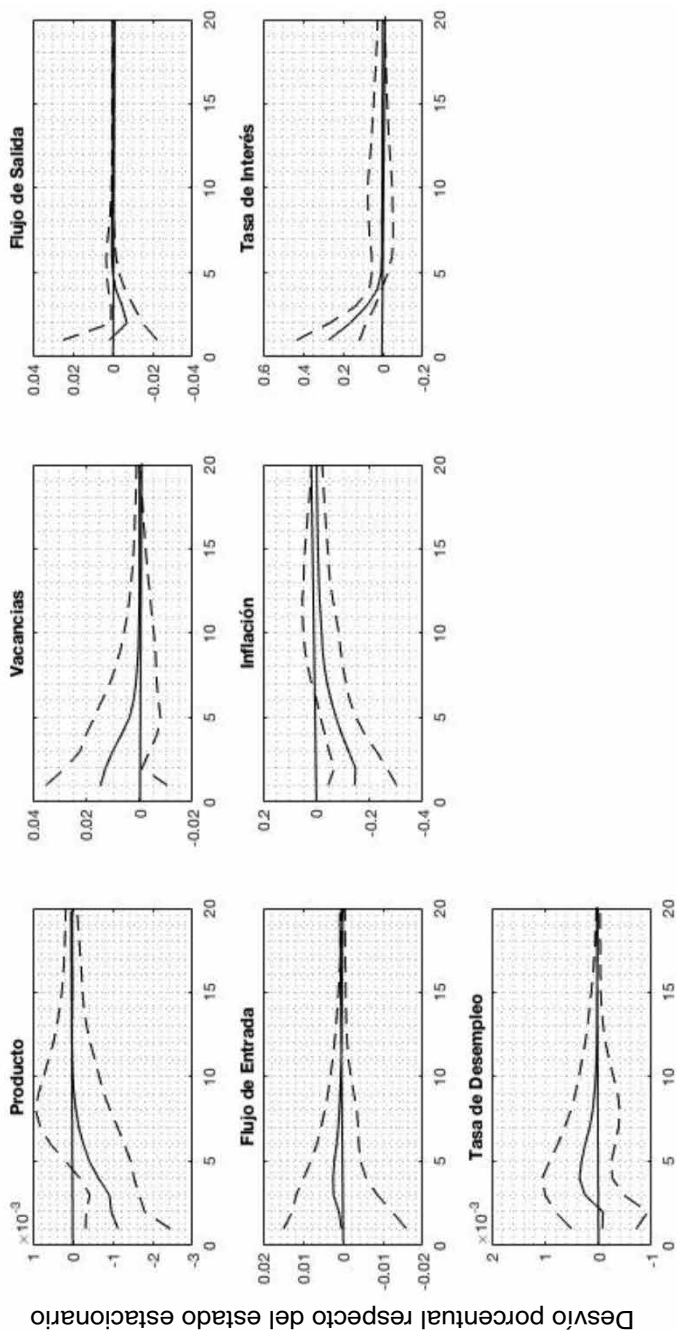
En la Figura 7, ante un aumento en la tasa de interés, el producto cae en el momento del impacto (-0,001%) volviendo al estado estacionario después de 7 períodos. La inflación es negativa (-0,14%) y su recuperación es rígida, no se genera un *price puzzle* debido a la estrategia de identificación similar a Braun *et al.* (2009). Las variables del mercado laboral no presentan una dinámica significativa ante el *shock* de política monetaria, se evidencia un aumento de las vacancias en el momento del impacto de un 0,014% respecto de su valor de estado estacionario generando un resultado ambiguo, Braun (2006) y Braun *et al.* (2009) evidencian que las vacancias responden en signo negativo ante un *shock* de política monetaria. El efecto en los flujos del mercado laboral es casi nulo, aunque se evidencia que el flujo de entrada tiene una mayor dispersión en el momento del impacto y la respuesta mediana siempre es muy cercana a cero (0,0003%), sin embargo, dentro de los primeros cinco períodos predomina el efecto del flujo de entrada al desempleo, por lo que la tasa de desempleo es positiva y vuelve a estabilizarse a su nivel de estado estacionario en el período 9 después del impacto. Los resultados sugieren que la identificación por restricciones de signos no es óptima para estudiar la dinámica del mercado laboral chileno ante un choque de política monetaria debido a nuestro conjunto de variables.

6.2. Restricciones de corto plazo

En esta sección estimaremos el VAR estructural aplicando restricciones de corto plazo sobre las innovaciones estructurales de nuestras variables. El objetivo es identificar los tres *shocks* que afectan a las variables que modelan a la economía agregada en nuestro modelo: producto, tasa de interés e inflación. Para esto debemos justificar el orden de las variables en el VAR, debido a que el método consiste en las relaciones contemporáneas en las variables y cómo se afectan entre ellas en el corto plazo.

FIGURA 7

FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA ANTE UN SHOCK DE POLÍTICA MONETARIA



Desvío porcentual respecto del estado estacionario

Trimestres después del shock

CUADRO 4
DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA PARA LOS TRES SHOCKS IDENTIFICADOS

Variables/Períodos	1			10			20		
	Inflación	Productividad	P. Monetaria	Inflación	Productividad	P. Monetaria	Inflación	Productividad	P. Monetaria
π^c	1 [1,1]	0 [0,0]	0 [0,0]	60,6 [34,487]	12,1 [-8,8,33]	6,4 [-9,22]	60 [33,86,4]	11,8 [-8,6,32,4]	6,4 [-9,22]
\tilde{y}^c	5,3 [-4,14,7]	94,6 [85,2,104]	0 [0,0]	7,6 [7,8,22,8]	48,5 [21,76]	7,9 [-6,6,22,6]	7,9 [7,9,23,6]	47,8 [20,2,75,3]	8,2 [-6,3,22,7]
i^c	20,7 [5,2,36,2]	0,35 [-1,9,2,6]	78,9 [63,3,94,5]	14,1 [2,7,26,2]	34 [10,8,57]	25,2 [10,4,40,1]	14,8 [2,5,27,1]	33 [10,2,55,7]	24,7 [9,7,39,7]
\tilde{x}^c	4,5 [-4,2,13,2]	0,04 [-0,8,0,9]	6,9 [-3,3,17,2]	4,8 [-9,1,18,7]	3,6 [-9,2,16,4]	7,4 [-7,21,9]	4,85 [-9,3,19]	3,6 [-9,2,16,4]	7,4 [-6,9,21,9]
\tilde{v}^c	5,3 [-4,14,7]	3,1 [-4,10,2]	0,2 [-1,7,22,2]	5,9 [-6,5,18,4]	4,3 [-7,5,16,2]	2 [-5,6,9,7]	6 [-6,9,19]	4,3 [-7,4,16,1]	2,2 [-5,4,9,8]
u^c	3,3 [-4,2,10,9]	5,6 [-3,8,15]	10,1 [-1,6,21,9]	5,9 [-8,5,20,4]	9,6 [-4,5,23,9]	14,3 [-3,31,7]	21 [-8,8,6]	9,6 [-4,4,23,6]	14,4 [-2,7,31,6]
\tilde{f}^c	7 [-3,5,17,7]	8,3 [-2,6,19,3]	1,1 [-3,5,2]	7 [-2,5,16,5]	12,6 [0,8,24,4]	7,9 [-2,1,18]	7 [-2,5,16,5]	12,6 [0,8,24,4]	7,9 [-2,1,18]

Nota: Números en brackets corresponden al intervalo de confianza al 95%.

6.2.1. Método

Si consideramos un vector con K series de tiempo $y_t, t := \{1, 2, \dots, T\}$. Así, y_t puede ser escrito como un vector autorregresivo de orden p , siguiendo a Kilian (2013):

$$B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t$$

Donde u_t es un vector de errores no correlacionados serialmente, definido como un vector de choques estructurales o innovaciones. El modelo puede escribirse de forma compacta:

$$B(L)y_t = u_t$$

Con el polinomio de rezagos con orden p : $B(L) \equiv B_0 - B_1 L - B_2 L^2 - \dots - B_p L^p$. La matriz de covarianzas del error estructural se normaliza, tal que:

$$E(u_t u_t') \equiv \sum_u = I_K$$

Esto implica que existen tantos *shocks* estructurales como variables en el modelo. Luego, los *shocks* estructurales están mutuamente no correlacionados y la varianza de los *shocks* es unitaria, implicando que la matriz \sum_u es diagonal.

Para poder estimar el modelo estructural debemos estimar su forma reducida, debido al problema de endogeneidad en la ecuación 1 no la podemos estimar por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Por lo que debemos premultiplicar ambos lados de la ecuación estructural por B_0^{-1} :

$$B_0^{-1} B_0 y_t = B_0^{-1} B_1 y_{t-1} + \dots + B_0^{-1} B_p y_{t-p} + B_0^{-1} u_t$$

El modelo puede ser representado como:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

donde $A_i = B_0^{-1} B_i, i = 1, \dots, p, \varepsilon_t = B_0^{-1} u_t$. Escrito de forma reducida:

$$A(L)y_t = \varepsilon_t$$

con $A(L) \equiv I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$.

Para que el VAR sea estacionario, los autovalores de la matriz $A(L)$ deben hallarse dentro del círculo unitario.

Es factible destacar que los errores de la forma reducida ε_t son un promedio ponderado de los choques estructurales u_t . En consecuencia, necesitamos recuperar los errores estructurales desde la forma reducida, los que dependen de $B_i, i = 0, \dots, p$. El problema central es recuperar los elementos de B_0^{-1} desde estimaciones consistentes de los parámetros de la forma reducida. De esta manera es posible recuperar $u_t = B_0\varepsilon_t$ y $B_i, i = 1, \dots, p$ desde $B_i = B_0A_i$.

Despejamos $\varepsilon_t = B_0^{-1}u_t$. Luego, la varianza de ε_t es:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= B_0^{-1} E(u_t u_t') B_0^{-1} \\ \Sigma_\varepsilon &= B_0^{-1} \Sigma_u B_0^{-1} \\ \Sigma_\varepsilon &= B_0^{-1} B_0^{-1} \end{aligned}$$

La ecuación 5 puede ser entendida como un sistema de ecuaciones no lineales, la que puede ser estimada consistentemente utilizando métodos numéricos, siempre que los parámetros en B_0^{-1} no excedan el número de ecuaciones en Σ_ε . Esto implica imponer restricciones en los elementos de B_0^{-1} .

Sabiendo que toda matriz de covarianzas es simétrica respecto de la diagonal, Σ_ε tiene $K(K+1)/2$ parámetros libres que pueden ser únicamente identificados.

Una forma para identificar los parámetros de B_0^{-1} y recuperar los errores estructurales u_t es ortogonalizar los errores de la forma reducida ε_t . Podemos realizar una descomposición de Cholesky sobre la matriz de errores reducidos, la que consiste en definir una matriz P que sea triangular inferior de $K \times K$ dimensiones, tal que $PP' = \Sigma_\varepsilon$ donde $B_0^{-1} = P$. Como P es triangular inferior y tiene $K(K+1)/2$ parámetros libres, podemos identificarlos.

Este método de identificación es plausible si podemos justificar la estructura recursiva en P con argumentos económicos. En específico, Sims (1980) propone modelar los errores estructurales explotando los efectos contemporáneos entre las variables en y_t , utilizando la descomposición de Cholesky.

6.2.2. Identificación

Para simplificar la estrategia de identificación debido a que tenemos siete variables y solo queremos identificar tres innovaciones estructurales, aplicaremos un orden de corto plazo sobre las variables que componen el comportamiento agregado de la economía: producto, tasa de interés e inflación. El orden del resto de las variables (tasa

de desempleo, vacancias, flujo de entrada y flujo de salida) es indiferente para nuestra estrategia de identificación, debido a que no es de interés examinar una innovación estructural en alguna de estas variables.

Nuestro orden impondrá a la inflación como variable más exógena en forma contemporánea, solo será afectada por una innovación en el nivel de precios y por ninguna de las demás variables. Después se ubicará el producto que estará afectado por una innovación tanto de la inflación como del producto mismo. La tasa de interés está afectada tanto por innovaciones en el producto, la inflación y la política monetaria, un choque de esta última no afecta ninguna de las dos variables anteriores de forma contemporánea. Finalmente, las variables del mercado laboral son afectadas contemporáneamente por todas estas innovaciones, mientras que los *shocks* en el mercado laboral no afectan en el corto plazo a las variables agregadas.

El esquema de identificación se basa en utilizar el mismo modelo OA-DA, pero con una curva de oferta agregada horizontal reflejando la idea de que estamos en el corto plazo con rigideces de precios. Por tanto, una innovación en la inflación desplazará la curva de oferta agregada, trasladando el nivel de precios y el producto. Una innovación en el producto solo desplazará la curva de demanda agregada, haciendo variar el producto y el nivel de precios no se ve afectado. La tasa de interés será el mecanismo que responda ante esas perturbaciones para equilibrar la economía ajustando la demanda agregada mediante la inversión, ergo, será una función que responda ante *shocks* del producto, inflación y un cambio exógeno de la política monetaria, similar a una regla de Taylor. Para la economía chilena, Parrado (2001) estima un VAR estructural de corto plazo con un orden similar para las variables agregadas, con el objetivo de estudiar la transmisión de la política monetaria en una economía abierta.

A continuación se presentan los impulsos respuesta ante una desviación estándar en la tasa de inflación cíclica, el producto y la tasa de interés. Las funciones de impulso respuesta están expresadas en desviaciones porcentuales respecto del estado estacionario cuyo valor es cero.

6.2.3. Shock de inflación

Como se aprecia en la Figura 8, ante un choque en la tasa de inflación, el producto responde de forma positiva y cae rápidamente para ser negativo por 10 trimestres consecutivos. La tasa de interés responde positivamente (0,325) por tres trimestres, para luego ubicarse bajo su nivel de estado estacionario cuando la inflación ya se encuentra estabilizada. Se observa la fuerte prociclicidad de las vacancias (0,021%), gracias a que su impulso respuesta es similar al del producto. La tasa de desempleo responde con rezago ante el impacto, para aumentar respecto de su nivel de estado estacionario, debido a la caída del producto y la diferencia entre el flujo de entrada y salida. El flujo de entrada al desempleo es positivo (0,01%), hasta converger a su nivel de estado estacionario en 16 períodos después del impacto. El flujo de salida

del desempleo es positivo en el impacto (0,023%), no obstante al período siguiente es negativo por 9 trimestres, luego retorna a su nivel de estado estacionario. En el momento del impacto, ambos flujos responden de forma procíclica ante un choque de inflación.

Respecto del *shock* de oferta identificado por restricción de signos, vemos respuestas similares en la inflación y la tasa de interés, no así en el producto debido al diferente supuesto que hacemos sobre la pendiente de la curva de oferta y las restricciones en la estrategia de identificación. Vemos que en el momento del impacto la identificación por restricciones de corto plazo no logra hacer un *match* con las correlaciones entre los flujos del mercado laboral con el producto pero la dinámica es inequívoca.

6.2.4. Shock de producto

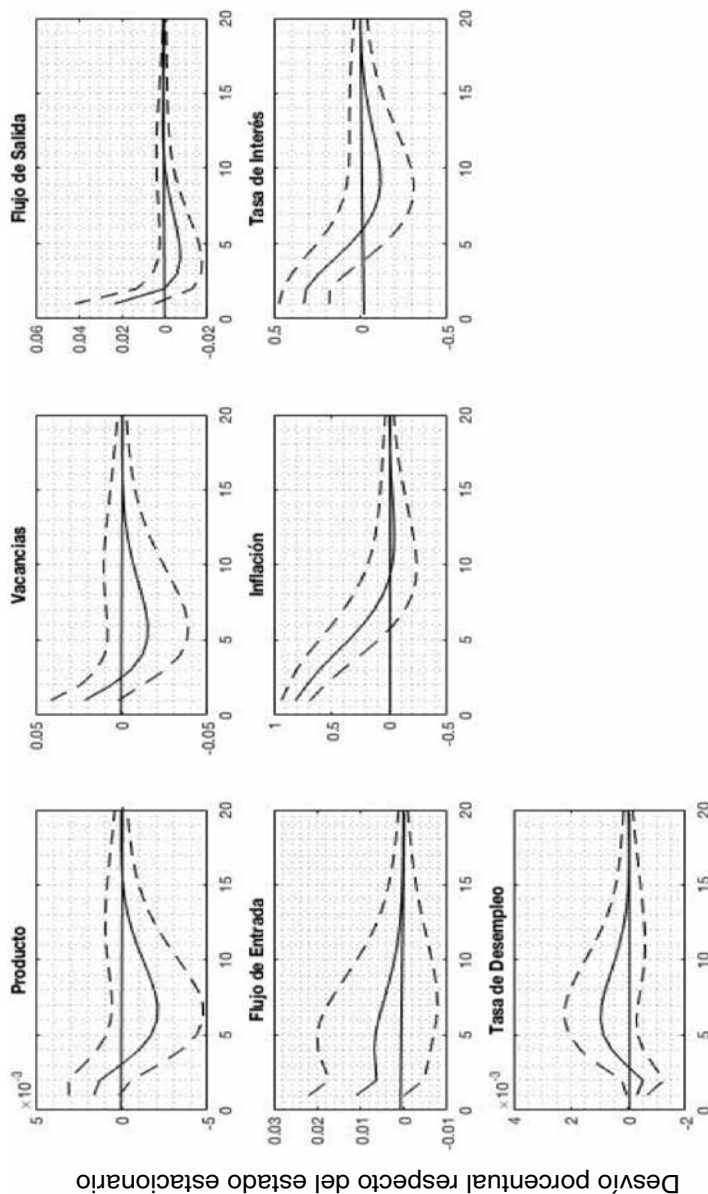
Se aprecia en la Figura 9 que la inflación no responde en el momento del impacto debido al orden impuesto en las variables, sin embargo aumenta en forma jorobada hasta volver a su estado estacionario después de 11 trimestres desde el momento de impacto, al igual que la tasa de interés, debido a que la entendemos como una función de respuesta ante la inflación y el producto. Las variables del mercado laboral responden en las direcciones esperadas, tanto las vacaciones (0,016%) como el flujo de salida del desempleo (0,025%) son procíclicos. El flujo de entrada al desempleo (-0,001%) y la tasa de desempleo (0,0003%) son débilmente contracíclicas. Respecto del *shock* de demanda identificado con restricciones de signo, la respuesta de las variables es distinta, especialmente la inflación y la tasa de interés debido, principalmente, a la estrategia de identificación. Las vacaciones y la tasa de desempleo responden de manera similar en ambas estrategias. La respuesta del flujo de salida del desempleo es positiva (0,025%), mientras que el flujo de entrada es negativo respecto de su nivel de estado estacionario por 8 períodos.

6.2.5. Shock de política monetaria

Como se ve en la Figura 8, los efectos del *shock* sobre la política monetaria son similares a los encontrados por Braun (2006), Braun *et al.* (2009) y Trigari (2009). Un aumento exógeno sobre la tasa de interés (política monetaria contractiva) hace caer el producto y la inflación, las vacaciones caen mientras que los flujos del mercado laboral responden en direcciones opuestas, ante el ciclo negativo provocado por el aumento en la tasa de interés, el flujo de salida al desempleo disminuye durante cinco trimestres mientras que el flujo de entrada al desempleo aumenta de manera más persistente. Estos efectos generan que la tasa de desempleo sea positiva respecto de su nivel de estado estacionario por 7 períodos. Respecto del esquema de identificación anterior, la respuesta de las variables es de mayor magnitud, las vacaciones ya no responden de manera ambigua y se aprecia mayor dinamismo de los flujos que afectan al desempleo.

FIGURA 8

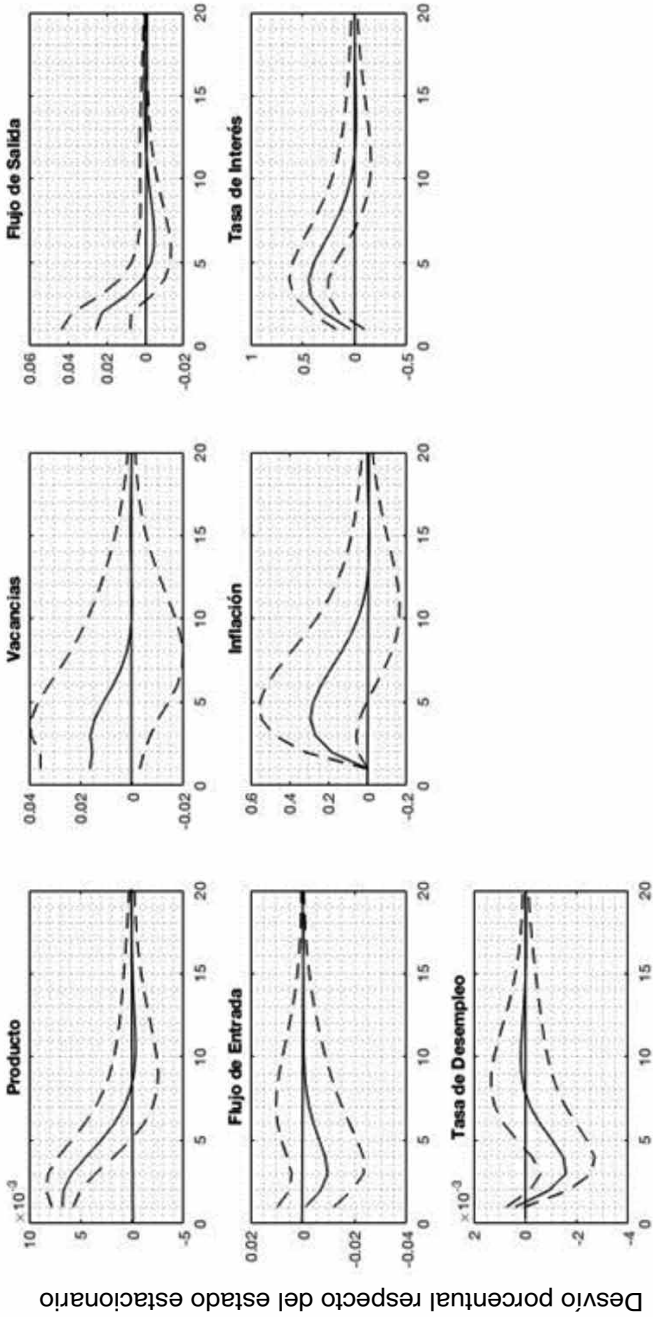
FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA ANTE UNA DESVIACION ESTANDAR POSITIVA EN LA TASA DE INFLACION



Trimestres después del shock

Desvío porcentual respecto del estado estacionario

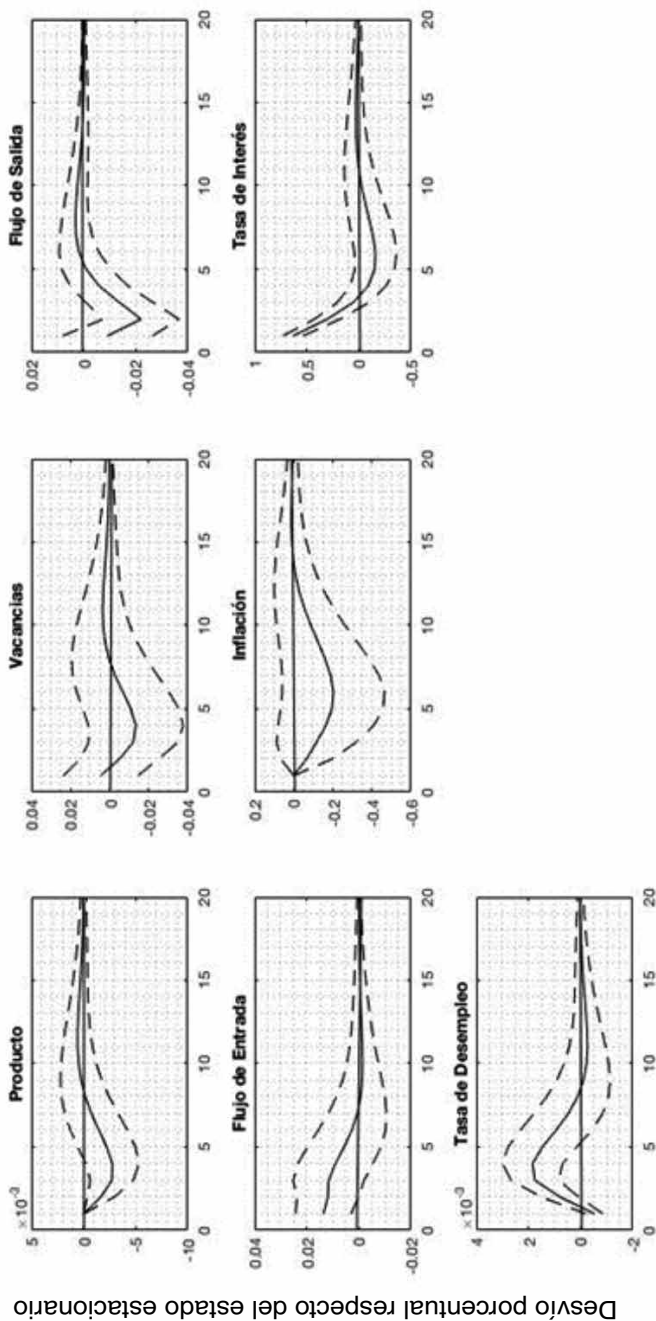
FIGURA 9
FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA ANTE UNA DESVIACION ESTANDAR
POSITIVA EN EL PRODUCTO



Trimestres después del shock

Desvío porcentual respecto del estado estacionario

FIGURA 10
 FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA ANTE UNA DESVIACION ESTANDAR
 POSITIVA EN LA TASA DE POLITICA MONETARIA



Trimestres después del shock

CUADRO 5
DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA PARA LOS TRES *SHOCKS* IDENTIFICADOS

Variables/Períodos	1		10		20		
	Inflación	Productividad	Inflación	Productividad	Inflación	Productividad	
π^e	1 [1,1]	0 [0,0]	60,6 [34,4,87]	12,1 [-8,8,33]	60 [33,86,4]	11,8 [-8,6,32,4]	6,4 [-9,22]
\tilde{y}^e	5,3 [-4,14,7]	94,6 [85,2,104]	7,6 [7,8,22,8]	48,5 [21,76]	7,9 [-6,6,22,6]	47,8 [20,2,75,3]	8,2 [-6,3,22,7]
i^e	20,7 [5,2,36,2]	0,35 [-1,9,2,6]	14,1 [2,7,26,2]	34 [10,8,57]	25,2 [10,4,40,1]	14,8 [2,5,27,1]	24,7 [9,7,39,7]
\tilde{x}^e	4,5 [-4,2,13,2]	0,04 [-0,8,0,9]	4,8 [-9,1,18,7]	3,6 [-9,2,16,4]	7,4 [-7,21,9]	4,85 [-9,3,19]	7,4 [-6,9,21,9]
\tilde{y}^e	5,3 [-4,14,7]	3,1 [-4,10,2]	5,9 [-6,5,18,4]	4,3 [-7,5,16,2]	2 [-5,6,9,7]	6 [-6,9,19]	4,3 [-7,4,16,1]
u^e	3,3 [-4,2,10,9]	5,6 [-3,8,15]	5,9 [-8,5,20,4]	9,6 [-4,5,23,9]	14,3 [-3,3,1,7]	21 [-8,8,6]	9,6 [-4,4,23,6]
\tilde{f}^e	7 [-3,5,17,7]	8,3 [-2,6,19,3]	7 [-2,5,16,5]	12,6 [0,8,24,4]	7,9 [-2,1,18]	7 [-2,5,16,5]	12,6 [0,8,24,4]

Nota: Números en brackets corresponden al intervalo de confianza al 95%.

VII. CONCLUSION

El análisis expuesto provee información para nuestro entendimiento respecto del desempleo a nivel agregado en Chile. Primero se caracterizó el comportamiento estadístico de las variables del mercado laboral y las de la economía agregada en frecuencia cíclica para el período que comprende entre el primer trimestre de 1996 y el tercer trimestre de 2016.

Luego, replicamos la descomposición de la variación del desempleo en contribuciones a cambios en los flujos de entrada y salida del desempleo, siguiendo a Fujita y Ramey (2009) y Shimer (2012). Se encontró que la contribución del flujo de salida del desempleo es 55% y la del flujo de entrada al desempleo 45%, resultados similares se encontraron en Elsby *et al.* (2013) para países como Alemania, Francia, Noruega, Japón y España. Mientras que en períodos recesivos la contribución del flujo de salida del desempleo aumenta a 74% y el flujo de entrada al desempleo cae a 36%. Esto indica que para la muestra estudiada, las variaciones del desempleo están siendo dominadas por el aporte de la creación de trabajos, efecto que se agudiza cuando la economía entra en recesión. Por esta razón, si pretendemos disminuir el impacto de la tasa de desempleo debemos enfocarnos en políticas que apunten hacia el flujo de salida del desempleo más que en el de entrada.

Finalmente, se estima un VAR estructural para la economía chilena. Mediante la estrategia de identificación por restricción de signos se encuentran resultados similares a la literatura revisada, sin embargo se evidencia que el *shock* de política monetaria no tiene impacto relevante en las variables del mercado laboral. De la misma manera se aprecia una mayor persistencia del flujo de entrada al desempleo respecto del flujo de salida del desempleo ante el *shock* de oferta y demanda agregada. Se observa que el *shock* de oferta agregada es el que más hace variar al flujo de entrada al desempleo. Del mismo modo, un *shock* de demanda agregada hace variar en mayor magnitud al flujo de salida del desempleo.

Respecto de la estrategia de identificación basada en el orden de corto plazo de las variables, también se observa la mayor persistencia del flujo de entrada al desempleo respecto del flujo de salida. El signo de las respuestas es acorde a lo esperado teóricamente. Se evidencia que un *shock* sobre el producto es el que hace variar en mayor magnitud al flujo de salida del desempleo, mientras que un *shock* sobre la política monetaria explica la mayor varianza del flujo de entrada al desempleo.

REFERENCIAS

- BLANCHARD, O. J.; DIAMOND, P.; HALL, R. E. & MURPHY, K. (1990). "The Cyclical Behavior of the Gross Flows of US Workers". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990 (2), pp. 85-155.
- BLANCHARD, O. J.; DIAMOND, P.; HALL, R. E. & YELLEN, J. (1989). "The Beveridge Curve". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1989 (1), pp. 1-76.

- BRAUN, H.; DE BOCK, R. & DICECIO, R. (2009). "Supply Shocks, Demand Shocks, and Labor Market Fluctuations". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May, pp. 155-76.
- BRAUN, H. et al. (2006). "(Un) Employment Dynamics: The Case of Monetary Policy Shocks". In *2006 Meeting Papers, number 87: Society for Economic Dynamics*.
- CANOVA, F. & DE NICOLA, G. (2002). "Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7". *Journal of Monetary Economics*, 49 (6), pp. 1131-1159.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M., & EVANS, C. L. (1999). "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?". *Handbook of macroeconomics*, 1, pp. 65-148.
- DANNE, C. (2015). *Varsignr: Estimating Vars Using Sign Restrictions* in R.
- DARBY, M. R.; HALTIWANGER, J. C. & PLANT, M. W. (1986). "The Ins and Outs of Unemployment: The Ins Win".
- DAVIS, S. J. & HALTIWANGER, J. (1990). "Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications". *NBER macroeconomics annual*, 5, pp. 123-168.
- ELSBY, M.; HOBIJN, B. & SAHIN, A. (2008). "Unemployment Dynamics in the OECD". *Technical report, National Bureau of Economic Research*.
- ELSBY, M. W.; HOBIJN, B. & SAHIN, A. (2013). "Unemployment Dynamics in the OECD". *Review of Economics and Statistics*, 95 (2), pp. 530-548.
- ELSBY, M. W.; MICHAELS, R. & SOLON, G. (2009). "The Ins and Outs of Cyclical Unemployment". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1 (1), pp. 84-110.
- FAUST, J. (1998). "The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money". In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, volume 49, pp. 207-244. Elsevier.
- FUJITA, S. (2011). "Dynamics of Worker Flows and Vacancies: Evidence from the Sign Restriction Approach". *Journal of Applied Econometrics*, 26(1), pp. 89-121.
- FUJITA, S. & RAMEY, G. (2009). "The Cyclicality of Separation and Job Finding Rates". *International Economic Review*, 50 (2), pp. 415-430.
- HAGEDORN, M. & MANOVSKII, I. (2008). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies Revisited". *The American Economic Review*, 98 (4), pp. 1692-1706.
- HALL, R. E. (2005). "Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness". *American Economic Review*, 95(1), pp. 50-65.
- INOUE, A. & KILIAN, L. (2013). "Inference on Impulse Response Functions in Structural VAR Models". *Journal of Econometrics*, 177 (1), pp. 1-13.
- JONES, I.; NAUDON, A. et al. (2009). "Dinámica Laboral y Evolución del Desempleo en Chile". *Notas de Investigación Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 12 (3), pp. 79-87.
- MARCEL, M.; NAUDON, A. et al. (2016). "Transiciones Laborales y la Tasa de Desempleo en Chile". *Central Bank of Chile. Working Paper (787)*.
- MORANDE, F.; SCHMIDT-HEBBEL, K. et al. (2001). "Política Monetaria y Metas de Inflación en Chile". *Estudios Económicos*, 7.
- MORTENSEN, D. T. & PISSARIDES, C. A. (1994). "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment". *The Review of Economic Studies*, 61 (3), pp. 397-415.
- NAUDON, A.; PEREZ, A., et al. (2017). Unemployment Dynamics in Chile: 1960-2015. Technical report, Central Bank of Chile.
- PARRADO, E. (2001). "Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile". *Economía Chilena*, 4 (3), pp. 29-57.
- PASTEN, E. et al. (2002). "Curva de Beveridge, Vacantes y Desempleo: Chile 1986-2002". *Notas de Investigación Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 5 (3), pp. 105-119.
- PISSARIDES, C. A. (2000). *Equilibrium Unemployment Theory*. MIT press. Cambridge, Massachusetts.
- SHIMER, R. (2005). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies". *American Economic Review*, 95 (1), pp. 25-49.
- SHIMER, R. (2007). "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment". *NBER Working Papers 13421*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- SHIMER, R. (2012). "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment". *Review of Economic Dynamics*, 15 (2), pp. 127-148.

- SIMS, C. A. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 1-48.
- TRIGARI, A. (2009). "Equilibrium Unemployment, Job Flows, and Inflation Dynamics". *Journal of Money, Credit and Banking*, 41 (1), pp. 1-33.
- UHLIG, H. (2005). "What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results From an Agnostic Identification Procedure". *Journal of Monetary Economics*, 52 (2), pp. 381-419.

