



UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA INDUSTRIAL

EFFECTIVIDAD DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE: EVIDENCIA CON UN
MODELO DE COSTO DE MENÚ.

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA

JOSÉ MIGUEL MUÑOZ URRA

PROFESOR GUÍA:
BENJAMÍN VILLENA ROLDÁN
PROFESOR CO-GUÍA:
ERNESTO PASTÉN HERRERA

COMISIÓN:
EDUARDO ENGEL GOETZ

SANTIAGO DE CHILE
2020

RESUMEN DE LA MEMORIA PARA OPTAR
AL TÍTULO DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA
POR: JOSÉ MIGUEL MUÑOZ URRA
FECHA: 2020
PROF. GUÍA: BENJAMÍN VILLENA ROLDÁN

EFFECTIVIDAD DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE: EVIDENCIA CON UN
MODELO DE COSTO DE MENÚ.

En este trabajo calibramos un modelo de costo de menú para comparar la efectividad de la política monetaria en Chile respecto a Estados Unidos. Para esto, se utiliza una base de datos de precios de *retail* del Gran Santiago, y se calculan distintos estadísticos microeconómicos para datar los siguientes hechos: en Chile la kurtosis de cambios de precio es moderada, y tanto la fracción de cambio de precios pequeños, como la frecuencia de cambios de precio es mayor. Utilizando esta información, el modelo predice que la efectividad de la política monetaria es levemente superior en Chile. En términos de magnitud, un aumento en un 0,3 % en la tasa de crecimiento de la demanda nominal agregada en Chile, implica un incremento de un 0,67 % del producto. Adicionalmente, en el contexto de los modelos de costo de menú, se propone un marco en el que las firmas puedan invertir en una tecnología para reducir su costo de menú. Al incluir dicha característica, constatamos que mayores niveles adaptación de esta tecnología van en detrimento de la efectividad de la política monetaria, y que una política monetaria expansiva de largo plazo aumenta los incentivos a incluir dicha innovación.

A mi abuelo, José Miguel...

Agradecimientos

Este apartado, es posiblemente el más importante de este documento, puesto que sin la gente que nombraré acá, nada de esto hubiese sido posible. Primero que todo, agradecer a mis padres, hermana, primo y sobrinos, por el apoyo incondicional en todo lo que he decidido emprender.

Agradezco enormemente a mis profesores, Gabriel Romero, Ernesto Pastén y Benjamín Villena. Ellos me han entregado una formación académica y humana de excelencia.

Por otra parte, quiero agradecer a mis amigos del programa, con los que compartí alegrías, y conversaciones de economía que mantenemos hasta el día de hoy.

Por último, agradezco a Eduardo Engel por los comentarios realizados a este trabajo. Ha sido sumamente motivante recibir comentarios de una de las personas que ha protagonizado el desarrollo de esta literatura.

Tabla de Contenido

Introducción	1
1. Datos	5
1.1. Base de datos de precios	5
1.2. Distribución y frecuencia de cambio de precio: Diferencias entre EEUU y Chile	6
1.2.1. Principales datos de Micro-precio disponibles en EEUU	6
1.2.2. Construcción de series de precio	7
1.2.3. Distribución y frecuencia de cambio de precio	7
2. Modelo	12
3. Calibración	15
3.0.1. Calibración para Chile	15
3.0.2. Calibración para EEUU	17
3.0.3. No-Neutralidad monetaria: Chile v/s Estados Unidos	18
3.0.4. Comparación con Calvo <i>pricing</i>	19
3.0.5. No-Neutralidad monetaria: Rol de los Shocks leptokúrticos	20
4. Extensión: Adaptación tecnológica en un modelo de costo de menú.	22
4.1. Modelo	24
4.2. Calibración	26
5. Limitaciones	29
Conclusión	29
A.	31
A.1. Construcción de las series de precio	31
A.2. Construcción del precio regular	32
B.	35
B.1. Función de beneficios en términos reales	35
B.2. Consumo agregado	36
C.	39
C.1. Calibración CalvoPlus para EEUU	39
C.2. Calibración CalvoPlus para Chile	40

C.3. Calibración sin shocks leptokúrticos para Chile	41
C.4. Calibración sin shocks leptokúrticos para EEUU	42
C.5. Sin <i>shocks</i> leptokúrticos ni <i>CalvoPlus</i> para EEUU	43
C.6. Sin <i>shocks</i> leptokúrticos ni <i>CalvoPlus</i> para Chile	44
C.7. Calibración alternativa EEUU	45
C.8. Calibración para Chile con demanda nominal agregada de EEUU	46
D.	47
D.1. Método de solución computacional	47
E.	49
F.	50
Bibliografía	54

Introducción

El nivel agregado de precios y sus determinantes han sido ampliamente descritos tanto teórica como empíricamente. Sin embargo, el contraste empírico-teórico del proceso de fijación de precios por parte de las firmas y su relación con el nivel agregado de precios y políticas macroeconómicas ha sido sólo recientemente estudiado. Utilizando estos conceptos, en este estudio buscamos determinar la efectividad de la política monetaria en Chile, comparada con la de Estados Unidos, identificando los aspectos conceptuales clave que determinan las diferencias entre ambos países. Lo anterior, se llevará a cabo con un modelo cuyo principal supuesto recae en la posibilidad de las firmas de cambiar el precio de sus productos pagando un costo por ello, como es modelado en Golosov y Lucas Jr. (2007), asimismo, posee otra característica en la que las firmas tendrán una oportunidad aleatoria de cambiar el precio de un bien sin costo alguno, conocida como *CalvoPlus* e implementada en Nakamura y Steinsson (2010).

El modelo propuesto será calibrado utilizando datos de precio de 5.925 bienes, obtenidos en sucursales de distintas cadenas de *retail*, en múltiples comunas de la Región Metropolitana. Esta heterogeneidad, y nivel de desagregación nos permitirá calcular estadísticos relevantes para esta literatura. Uno de esos estadísticos es la kurtosis de la distribución de cambios de precio, cuya importancia viene dada por su relación con la efectividad de la política monetaria, y ha sido expuesta por Midrigan (2011), Hong et al. (2020), Alvarez et al. (2016), entre otros. Este último, resolviendo analíticamente un modelo de costo de menú en tiempo continuo, ha mostrado que la efectividad de la política monetaria puede ser aproximada por el ratio de la kurtosis y la frecuencia de cambios de precio, no obstante, Hong et al. (2020), utilizando un modelo en tiempo discreto, muestra que este ratio es válido si la fuente de exceso de kurtosis viene dada por la característica *CalvoPlus* del modelo¹. En términos empíricos, nuestros datos exhiben una frecuencia de cambio de precio relativamente alta con respecto a Estados Unidos², además, en Chile se puede observar una fracción de cambios de precio pequeños sustancialmente superior a Estados Unidos y una media de tamaño de cambios de precio menor. Estos hechos también son constatados por Sara (2016), con una base de datos de precio de los bienes que conforman el IPC chileno. Por último, en términos distribucionales se constata una menor kurtosis de cambios de precio relativo a Estados Unidos.

Calibrando el presente modelo con los estadísticos observados para Chile y Estados Uni-

¹Dado esto, la kurtosis de cambios de precio y la frecuencia de cambios de precio deben ser tomados con cautela.

²Esta comparación se realiza frente a la base de datos de *Dominick's Finer Foods*. Relativo a Chile, esta base de datos es distinta en variados aspectos, lo que complica la comparación.

dos, podemos concluir que la efectividad de la política monetaria en Chile es levemente superior a la de Estados Unidos, puesto que un estímulo permanente a la demanda nominal agregada equivalente a un 0,3%, provoca un aumento total de un 0,67% del producto en Chile, y un 0.52% para Estados Unidos. Pese a que la frecuencia de cambio de precio es relativamente alta en Chile respecto a Estados Unidos, la abultada fracción de cambios de precio pequeños en Chile sopesa el efecto que provoca una alta frecuencia de cambio de precio, debido a que esta fracción sólo puede ser alcanzada incrementando el componente *CalvoPlus* (tiempo-dependiente) de la economía chilena³. Al potenciar este componente, el efecto selección disminuye, y la efectividad de la política monetaria aumenta (este mecanismo es descrito en detalle por Hong et al. (2020)). Nuestro trabajo propone que ese componente es clave para generar niveles de no-neutralidad mayores a los de Estados Unidos.

Por último, desarrollamos una extensión del modelo propuesto, en la que incorporamos la opción de adaptar en una tecnología que pueda reducir de forma efectiva el costo de menú. Esto es importante, puesto que los modelos actuales que relacionan la efectividad de la política monetaria con innovación, adaptación tecnológica y productividad, consideran que el grado de rigidez de precio es fijo, independiente del tipo de innovación (Moran y Queraltó, 2018).

Incorporando la opción de adoptar esta tecnología por parte de las firmas, podemos constatar que los estímulos nominales persistentes (y relativamente grandes) son capaces de fomentar la adopción de esta innovación, lo que podría ir en detrimento de su habilidad para estimular las variables reales, y debilitar los mecanismos propuestos por trabajos que suponen que la rigidez de precio permanece constante en el largo plazo, incluso en la presencia de innovación⁴.

La estructura de este trabajo es la siguiente: el Capítulo 1 describe los datos utilizados y las estadísticas de precio microeconómicas usuales en esta literatura. El Capítulo 2 describe el modelo que usaremos para medir el grado de no-neutralidad. En Capítulo 3 se muestran los resultados de la calibración y su respectiva intuición. El Capítulo 4 muestra la extensión del modelo de costo de menú, y el Capítulo 5 se enfoca en las limitaciones de este análisis.

³Para Chile, Sara (2016) también encuentra que existe evidencia de que la economía chilena posee una característica tiempo-dependiente.

⁴Anzoategui et al. (2019) y Moran y Queraltó (2018), utilizan un modelo *neo-keynesiano* con innovación endógena, asumiendo que la rigidez de precio permanece constante.

Literatura relacionada

El modelo que utilizamos para medir la efectividad de la política monetaria incorpora múltiples aspectos conceptuales, cuya pertinencia se ha discutido con intensidad durante estos últimos años. En este sentido, existen dos enfoques principales en la literatura de precios rígidos. El primero, fue popularizado por Barro (1972), y se refiere a la existencia de un costo real que enfrenta una firma cuando desea cambiar el precio de un bien. Este enfoque se conoce como estado-dependiente, o costo de menú. El segundo, supone que las oportunidades de cambiar el precio son aleatorias, y fue estudiado inicialmente por Taylor (1980) y Calvo (1983).

Efectividad de la política monetaria y modelos de costo de menú recientes

En el contexto de modelos estado-dependientes y efectividad de la política monetaria, Golosov y Lucas Jr. (2007), estudian firmas que pueden recibir shocks idiosincráticos de productividad y están sujetas a una inflación general. En dicho estudio, los autores reportan una efectividad de política monetaria extremadamente inferior a la obtenida en modelos tiempo-dependientes. El resultado anterior, es explicado en gran medida por el aumento en la fracción de firmas que incrementan su precio, y la disminución de la fracción de firmas que lo bajan, condicional a un aumento en la oferta monetaria. Este mecanismo es descrito por Caballero y Engel (2007) como "margen extensivo". En este sentido, Caballero y Engel (2007), muestran que en modelos tiempo-dependientes el margen extensivo no existe; siendo el margen intensivo el único presente (que también se encuentra en los modelos estado-dependientes), que se define como el aumento de precio adicional de las firmas que de todas formas hubiesen ajustado. La ausencia anterior, permite que los modelos tiempo-dependientes sean capaces de generar mayor no-neutralidad que los estado dependientes.

Midrigan (2011), argumenta que el modelo de Golosov y Lucas Jr. (2007) no es capaz de producir ciertos estadísticos que son observados en los datos. En particular, no produce cambios de precio pequeños, y una kurtosis de cambios de precio elevada. En este contexto, el autor desarrolla un modelo que es capaz de reproducir esas características, y encuentra que la efectividad de la política monetaria es inferior, pero similar a la de un modelo tiempo-dependiente. Este aumento en la efectividad de la política monetaria al replicar ciertos estadísticos, se debe a que una fracción de firmas que antes estaba cerca de ajustar e incrementar(disminuir) su precio, ahora están más lejos, lo que se traduce en una respuesta relativamente limitada a un *shock* monetario, o en otras palabras, a un menor margen extensivo.

Otros estudios que han analizado la efectividad de la política monetaria, han incorporando características tiempo-dependientes a modelos de costo de menú. En este sentido, Nakamura y Steinsson (2010), desarrollan un modelo multisector en el que las firmas tienen una posibilidad aleatoria de cambiar el precio a un costo menor que al vigente, concluyendo que la efectividad de la política monetaria es mayor al incluir esta característica (llamada *Calvo-Plus* por los autores). Por otra parte, Vavra (2014), añade dicha probabilidad en un modelo estado-dependiente para estudiar el rol de la volatilidad en la dinámica de la inflación, concluyendo que la política monetaria es menos efectiva estimulando el producto en tiempos de alta volatilidad.

Estudios previos sobre la efectividad de la política monetaria en Chile

Existen numerosos estudios que evidencian la influencia positiva de la política monetaria sobre el sector real de la economía. En este sentido, Bravo y García (2002), utilizando un modelo VAR, concluyen que un *shock* de 100pb produce un impacto de -0,4 en el IMACEC. Tranamil y Kirchner (2016), empleando un modelo de DSGE, analizan el rol de las fricciones en el mercado del trabajo en la dinámica de algunas variables agregadas chilenas, encontrando que los estímulos nominales tienen efectos reales en la economía.

Capítulo 1

Datos

En esta sección describiremos los datos utilizados para este trabajo, y explicaremos las diferencias existentes entre nuestros datos, y los de Estados Unidos.

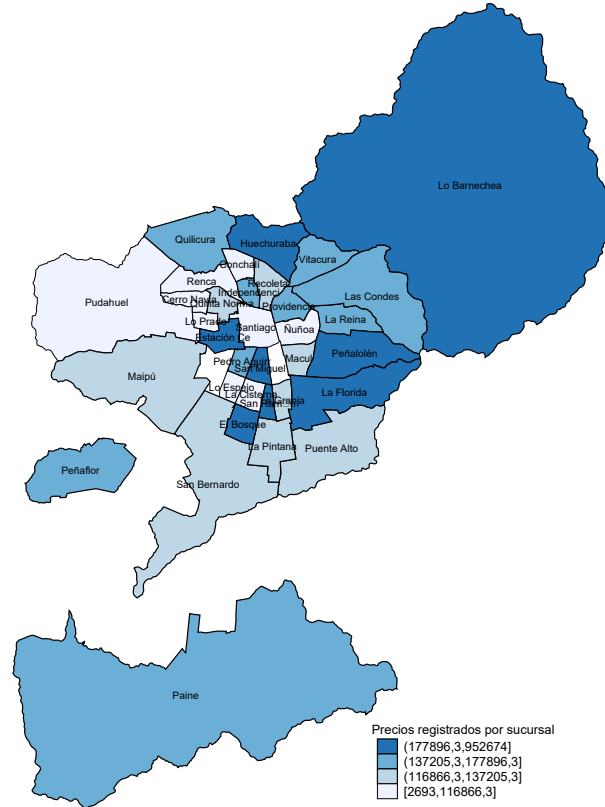
1.1. Base de datos de precios

En esta investigación utilizamos una base de datos de precios confidencial. Esta base de datos es un panel que contiene el precio de un bien en particular, registrado con frecuencia semanal en algunas tiendas de Retail de Santiago de Chile. Específicamente, cada producto es identificado por su código de barra, y posee el precio registrado, el local donde fue obtenido, la comuna donde se encuentra el local, y algunas características referentes al bien¹, en un horizonte temporal de aproximadamente 2 años (desde la semana 34 del año 2005, hasta la semana 30 del año 2007). En promedio, durante todo el periodo son observadas 106 sucursales, 43 comunas y 5925 bienes.

El panel se encuentra fuertemente desbalanceado, debido a que no todos los bienes son observados en todas las sucursales, y no todas las sucursales son observadas sistemáticamente, además, como muestra la Figura (1.1), la cantidad de bienes observados por sucursal varía considerablemente por comuna. Lo anterior, ocurre por dos motivos: el primero, es que existen comunas cuya frecuencia de registro de precio es relativamente menor, y el segundo, es que hay comunas que tienen una menor variedad de bienes registrados.

¹Algunas características que describen al bien son: limpieza, accesorios, botillería, hogar, etc

Figura 1.1: Precios por sucursal según comuna.



Puesto que uno de nuestros objetivos es comparar la efectividad de la política monetaria en Chile con la de Estados Unidos, es preciso seleccionar la estadística descriptiva de una base de datos de precios de Estados Unidos que sea relativamente parecida a la nuestra. Para esto, en la sección siguiente describiremos las opciones que tenemos, y la base de datos que mejor se ajusta a la nuestra.

1.2. Distribución y frecuencia de cambio de precio: Diferencias entre EEUU y Chile

En esta sección, realizaremos una pequeña descripción de las bases de datos en Estados Unidos, y luego presentaremos la estadística descriptiva de ambas.

1.2.1. Principales datos de Micro-precio disponibles en EEUU

En general, existen dos bases de datos que han sido utilizadas para documentar las características inherentes a los precios micro de Estados Unidos. Una de ellas, es la *CPI Research Database*, dispuesta por el *BLS*². Esta base de datos ha sido utilizada principalmente por Bils y Klenow (2004), Nakamura y Steinsson (2008), Klenow y Kryvtsov (2008), y contiene el precio de los bienes y servicios que representan el 70 % del gasto de los hogares de Estados Unidos. La frecuencia temporal de esta bases de datos es en su mayoría mensual, y

²Bureau of Labor Statistics, por sus siglas en inglés.

en ocasiones bimensual. Por otra parte, además de contener precios a nivel item, la base de datos dispone de los pesos asociados al gasto de los hogares para cada categoría³ en la que se encuentra el bien en cuestión. Esta base, a diferencia de las siguientes, tiene una marca que distingue al precio regular del precio de descuento, sin embargo, condicional a un descuento, no está registrado el precio regular.

Otra base de datos de micro precios que ha sido ampliamente utilizada es la que proviene de la cadena de retail *Dominick's Finer Foods*⁴, y es producto de un experimento conducido por la Escuela de Negocios de la Universidad de Chicago (en cooperación con dicha cadena). El panel tiene una duración de 9 años (1989-1997), y contiene el precio de más de 9000 productos, en 86 locales de Chicago, con una frecuencia semanal. Con respecto a la definición de precio, se registra el precio de transacción sin distinguir entre precio regular y de descuento. Esta base de datos será utilizada para comparar el comportamiento de precios entre Chile y EEUU.

1.2.2. Construcción de series de precio

La base de datos chilena posee series interrumpidas de precio, como también observaciones de sucursales interrumpidas en el tiempo. Para subsanar este problema es vital elegir una metodología que nos permita balancear el panel sin perder una cantidad considerable de observaciones. La metodología que utilizaremos es la propuesta por Midrigan (2011), debido a que su base de datos posee importantes similitudes con la nuestra, y el autor debe enfrentar problemas idénticos en lo que a la construcción de la serie de precios refiere. Dicha metodología consiste en rellenar las observaciones faltantes con el último precio observado, si la ventana de observaciones faltantes es menor igual a cuatro semanas. En el Anexo A.1, describimos en detalle la metodología utilizada.

Con respecto a la construcción de la serie de precio regular, seguiremos la metodología desarrollada por Kehoe y Midrigan (2008), que implica definir el precio regular de un bien en t , como el precio modal en una ventana de periodos con un horizonte preestablecido. El algoritmo es explicado en el Anexo A.2.

1.2.3. Distribución y frecuencia de cambio de precio

Estamos interesados en describir la distribución de cambios de precio en Chile debido a que está profundamente relacionada con la efectividad de la política monetaria. En esta línea, autores como Midrigan (2011), han propuesto que el efecto real del dinero depende de la heterogeneidad en el tamaño de cambios de precio. Primero que todo, exploraremos las características básicas de la distribución de cambios de precio para Chile. Para esto, en la Figura (1.2), presentamos el histograma de los cambios de precio regular para todos los *bienes × locales/meses*. Debido a la heterogeneidad individual que presentan algunas combinaciones *bienes × sucursal*, seguimos la metodología propuesta por Klenow y Kryvtsov (2008), y re-escalamos⁵ cada cambio de precio por la media del tamaño de cambio de precio

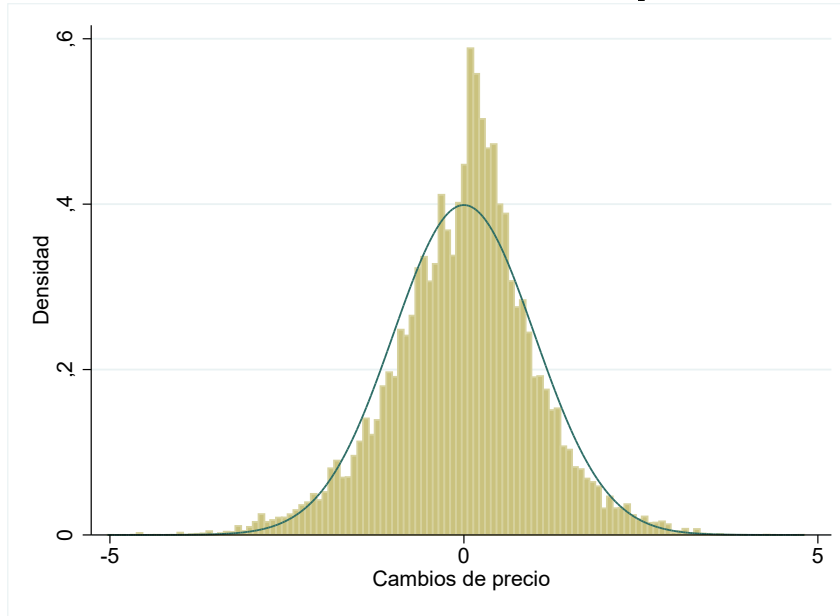
³El conjunto de todas las categorías es más pequeño que el conjunto de precios registrados, y se conocen como ELI (*Entry Level Items*, por sus siglas en inglés)

⁴La base de datos se ha usado en Midrigan (2006), Golosov y Lucas Jr. (2007), Kehoe y Midrigan (2008), Midrigan (2011), entre otros.

⁵La variación de precio estandarizada viene dado por $z_{it} = \frac{dp_{it} - \mu_{dps}}{\sigma_{dps}}$, donde μ_{dps} es la media de cambios de precio de cada categoría a la que pertenece un bien en específico, y σ_{dps} es su respectiva desviación.

de la categoría a la que pertenece el bien.

Figura 1.2: Distribución de tamaño de cambios de precio estandarizada



Hecho 1: La frecuencia de cambio de precios es relativamente alta.

Nuestra medida principal para describir la frecuencia de cambio de precio es idéntica a la utilizada por Golosov y Lucas Jr. (2007), y se define como el promedio sobre todos los meses de la fracción de precios que han cambiado en un mes. Además, utilizamos una medida alternativa, que se define como la duración media de una serie de precio regular.

En la Tabla (1.1), podemos observar que los precios regulares en tiendas de *retail* cambian de forma más frecuente en Chile que en Estados Unidos (*DFF*). En Chile, el 14 % de los bienes cambian en un mes promedio, en comparación con EEUU, dónde sólo lo hace el 10 %.

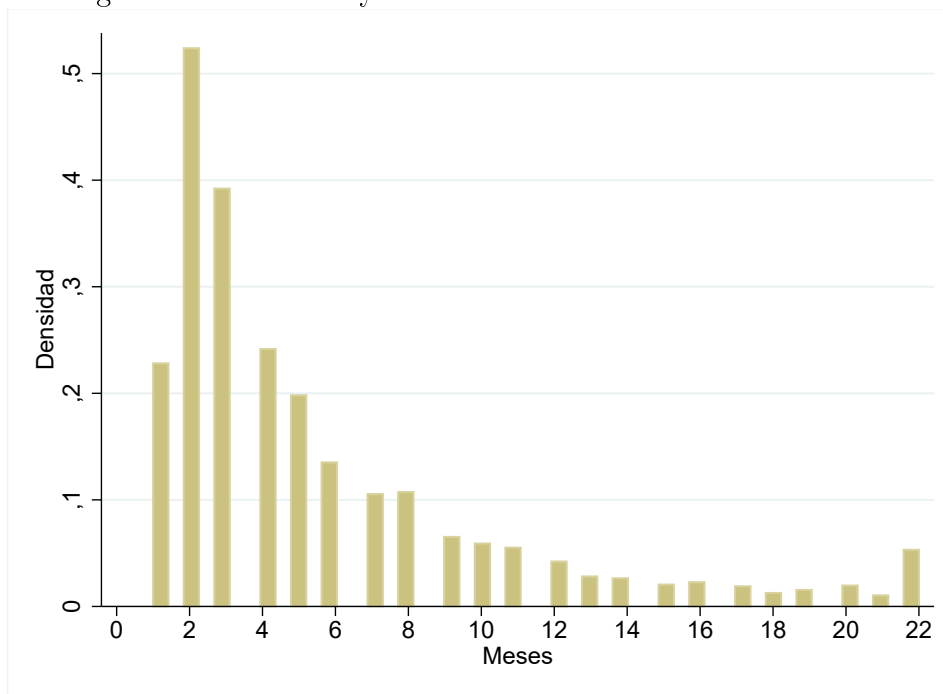
Tabla 1.1: Frecuencia de cambios de precio

Criterio	Chile	DFF	Sara (2016)
Frecuencia de cambio de precio	0.142	0.106	0.3188
Duración de un precio regular (media)	5.53	-	-
Duración de un precio regular (mediana)	4	-	-

Sara (2016) muestra que en términos de IPC, la frecuencia de cambios de precio es relativamente alta en comparación a la evidencia internacional. Nuestro estudio confirma esa evidencia a nivel de *retail* entre ambos países.

Otro estadístico relevante, es la duración de un precio regular, que se calcula como la media/mediana de los periodos que el precio regular estuvo vigente. En promedio, un precio regular dura 5.53 meses, y la duración mediana es de 4 meses, esto quiere decir que hay precios regulares que duran una cantidad elevada de semanas, pero que existe una masa mayor de precios regulares que ajustan en pocas semanas. Para mostrar esto, en la Figura (1.3), graficamos el histograma de la duración de los precios regulares.

Figura 1.3: Histograma de la duración de un precio regular, en las principales firmas de retail, en el Gran Santiago durante el 2005 y 2007.



Como podemos observar, existe una cantidad importante de bienes que ajustan su precio en los primeros 3 meses. Esto es consistente con la evidencia del BLS, descrita por Klenow y Kryvtsov (2008), donde casi el 30 % de los bienes ajusta en el primer mes.

Hecho 2: Tamaño de cambios de precio es mayor en EEUU que en Chile.

En la Tabla 1.2, mostramos el tamaño de cambios de precio promedio para nuestra base de datos (Chile), Estados Unidos (*DFF*), y para IPC chileno (Sara, 2016). Sara (2016), muestra que usando la base de datos utilizada para construir el IPC en Chile, el tamaño de cambios de precio es menor a la evidencia internacional (en media y mediana). En nuestro caso también podemos evidenciar que existe un menor tamaño de cambio de precio entre las cadenas de *retail* para ambos países.

Tabla 1.2: Tamaño promedio del cambio de precio absoluto

Criterio	Chile	DFF	Sara (2016)
$\text{promedio}(\text{abs}(\Delta p_{it}))$	0.075	0.095	0.0552
$\text{mediana}(\text{abs}(\Delta p_{it}))$	0.0577	0.065	0.0512

Hecho 3: Fracción de precios extremadamente pequeños son menores en EEUU.

Como podemos observar en la Figura (1.2), la distribución de cambios de precio no parece ser normal, y presenta una cantidad importante de cambios de precio pequeños, incluso controlando por heterogeneidad individual.

En términos comparativos, en la Tabla (1.3), podemos ver que en Chile la fracción de cambios de precio menores a 5.0 %, 2.5 %, y 1 % es relativamente alta con respecto a Estados Unidos

(*DFF*). Además, cuando comparamos los datos proporcionados por el *BLS* en Estados Unidos y el *INE* en Chile, podemos notar que nuevamente los cambios pequeños de precio son mayores en Chile⁶.

Tabla 1.3: Cambios pequeños de precio no estandarizados

Criterio	Chile	BLS	Dominick's Finer Foods (DFF)	Sara (2016)
$ dp_{it} < 0,050$	0.42	0.443	0.368	0.492
$ dp_{it} < 0,025$	0.21	0.254	0.114	0.291
$ dp_{it} < 0,010$	0.07	0.121	0.022	0.127

^aLos cambios de precio fueron calculados como $\Delta \ln(p_{i,t}) = \ln\left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}}\right)$.

^bEstadísticos del BLS reportados por Klenow y Kryvtsov (2008).

Otra medida que nos permite entender cómo se comportan los cambios pequeños, es relativizarlos con respecto a la media del tamaño de cambios de precio (en este caso, 25 % y 50 % de la media). En la Tabla (1.4), podemos observar que cuando incluimos la media del tamaño de cambios de precio y estandarizamos la distribución de cambios de precio, la fracción de cambios pequeños parece ser significativamente distinta a la Tabla (1.3). Este cambio, ocurre porque la heterogeneidad individual en los cambios de precio fue eliminada. Dado lo anterior, esta medida nos permite determinar con mayor exactitud, cuál de las dos economías tiene mayor cantidad de precios pequeños. En nuestro caso, la base de datos chilena presenta una mayor cantidad de cambios de precio pequeños que la de Estados Unidos.

Tabla 1.4: Cambios pequeños de precio estandarizados

Criterio	Chile	Dominick's Finer Foods (DFF)
$ dp_{it} < \frac{1}{2}media$	0.34	0.289
$ dp_{it} < \frac{1}{4}media$	0.18	0.083

^aLos cambios de precio fueron calculados como $\Delta \ln(p_{i,t}) = \ln\left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}}\right)$.

^bEl estandarizado fue realizado por categoría a la que pertenece el bien.

Hecho 4: La kurtosis de la distribución es moderada.

El cálculo de la kurtosis en la distribución de cambios de precio no es trivial. Como expone Alvarez et al. (2016), al estimar la kurtosis pueden aparecer dos fuentes de sesgo: heterogeneidad y errores de medida. En nuestro caso, para lidiar con el problema de heterogeneidad, reportaremos la kurtosis de la distribución estandarizada. Con respecto al error de medida y *outliers*, eliminaremos las observaciones que están sobre el percentil 99. A continuación, presentamos algunas medidas de la kurtosis utilizando distintos criterios:

⁶Ambas bases de datos son comparables porque están debidamente ajustadas por el gasto promedio del consumidor, y poseen los bienes que conforman el CPI/IPC.

Tabla 1.5: Kurtosis de la distribución de cambios de precio estandarizada

Criterio	Chile	DFE
(1) Estandarizado <i>local</i> \times <i>UPC</i>	1.88 (1.90)	-
(2) Estandarizado <i>categoría</i>	3.79 (6.88)	4.582 (5.76)
(3) Estandarizado <i>UPC</i>	3.1 (3.49)	4.0

^aEn paréntesis el criterio de exclusión de percentil 99.9.

En la Tabla (1.5), mostramos algunas medidas de kurtosis con distintos criterios de estandarización. Como podemos observar, la kurtosis en Chile parece ser menor a la de Estados Unidos. La definición que posee menor heterogeneidad es la número (1), debido a que es el nivel máximo de desagregación, sin embargo, esta medida posee innumerables errores de medición, y observaciones faltantes, por tanto, descartamos su análisis para este trabajo. El criterio número (2), es el que más se asemeja a la base de datos del *BLS*, dado que el método de estandarización se basa en la categoría al que el bien pertenece⁷, no obstante, este criterio está contaminado por la heterogeneidad demográfica y una leve heterogeneidad intra-categoría. El último criterio, es el estandarizado por bien, que también está contaminado con la heterogeneidad geográfica. Cabe destacar que la base de datos de *DFE* no posee contaminación geográfica, ya que el análisis es sobre un local. En términos internacionales, Cavallo (2018), muestra que países con inflación bajo el 5%, poseen una kurtosis mediana de 4⁸.

⁷En la terminología del BLS, la categoría es equivalente al *ELI*.

⁸En dicho estudio, los autores encuentran que en Chile la kurtosis es de 4.8. El cálculo fue hecho estandarizando la distribución de cambios de precio a nivel de *URL*. La base de datos fue construida recolectando precios de bienes ofrecidos *on-line* por cadenas de retail.

Capítulo 2

Modelo

En esta sección, presentamos un modelo de menú cost cuya política de precio depende del estado en el que se encuentra la firma.

El modelo es similar al desarrollado por Nakamura y Steinsson (2010), y Golosov y Lucas Jr. (2007), pero añade algunas características incluidas en Midrigan (2011), que permiten ajustar las predicciones a las características micro observadas.

Economía

Esta economía está compuesta por un hogar representativo que maximiza su consumo agregado. Ellos consumen un continuo de productos indexados por z , que son ofrecidos por un continuo de firmas que compiten monopolísticamente, donde cada firma ofrece y produce sólo un producto z . Las firmas deben elegir el precio del bien que maximiza el valor descontado de sus beneficios. A continuación, detallaremos cada sector:

Problema de los hogares

Consideremos un hogar representativo, cuyo objetivo es maximizar el consumo agregado:

$$\text{máx } E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} [\log(C_{t+\tau}) - \omega L_{t+\tau}]$$

sujeto a:

$$P_t C_t + E[q_{t,t+1} B_{t+1}] \leq B_t + W_t L_t + \int_0^1 \pi_t(z) dz$$

donde B_t es la cantidad de bonos en t , B_{t+1} es la cantidad de bonos que $t + 1$, L_t es la oferta de trabajo del hogar, ω es la desutilidad del trabajo, W_t es el salario nominal, $q_{t,t+1}$ es el factor de descuento estocástico y $\pi(z)$ es el beneficio nominal de la firma z . El hogar representativo consume un continuo de productos diferenciados denotados por z . Estos productos, son agregados a la Dixit-Stiglitz, por tanto, la expresión del consumo agregado (C_t) viene

dada por¹,

$$C_t = \left(\int_0^1 c_t(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (2.1)$$

donde θ es la elasticidad de sustitución.

Firmas

Las firmas producen el bien z , dada la siguiente función de producción:

$$y_t = a_t(z)l_t(z)$$

donde $\log(a_t(z))$, evoluciona según:

$$\log(a_t(z)) = \begin{cases} \rho \log(a_{t-1}(z)) + \sigma \varepsilon_t(z) & \text{con probabilidad } p_a \\ \log(a_{t-1}) & \text{con probabilidad } 1 - p_a \end{cases}$$

Esta especificación es usual², y nos permite reproducir la curtosis de la distribución de cambios de precio observada en los datos. Por otra parte, las firmas deben suplir la siguiente demanda,

$$c_t(z) = \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} C_t$$

cuyo precio agregado P_t , viene dado por

$$P_t = \left(\int_0^1 p_t(z)^{1-\theta} dz \right)^{\frac{1}{1-\theta}}.$$

Las firmas enfrentan una demanda nominal agregada S_t , que viene dada por³

$$\log(S_t) = \mu + \log(S_{t-1}) + \sigma_s \nu_t,$$

donde el consumo nominal se puede escribir como $S_t = C_t P_t$. Dicho esto, el flujo de beneficios de la firma viene dado por

$$\pi_t(z) = p_t(z)y_t(z) - W_t L_t(z) - \chi W_t I_t(z),$$

donde $p_t(z)$ es el precio que fija la firma z para el producto z , $y(z)$, representa la cantidad producida, W_t el salario nominal, L_t la cantidad de trabajo utilizada, I_t , es una función indicador que vale uno si la firma ajustó, y cero si no lo ha hecho. Por último, χ es el costo de menú que enfrenta la firma condicional a ajustar su precio. Este costo será modelado como *CalvoPlus*⁴, y posee la siguiente forma funcional:

$$\chi = \begin{cases} \chi_H & \text{con probabilidad } 1 - \alpha \\ 0 & \text{con probabilidad } \alpha \end{cases}$$

¹La expresión es derivada en el Anexo B.

²Inicialmente propuesta por Gertler y Leahy (2008), y utilizada por Midrigan (2011), Vavra (2014), entre otros.

³El proceso que describe la evolución de la demanda agregada y el de la productividad idiosincrática son discretizados con el método propuesto por Tauchen (1986).

⁴Introducido por Nakamura y Steinsson (2010).

es decir, existirá una probabilidad $1 - \alpha$, de que el costo sea alto, y una probabilidad α de que sea cero. Esta especificación, nos permite aumentar la cantidad de cambios pequeños de precio que produce el modelo, y además, nos sirve como punto de comparación con un modelo cuya política de precio es *time-dependent*.

Luego, conocido el flujo de beneficios en t , la firma z debe enfrentar al siguiente problema de maximización de beneficio intertemporal:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} q_{t,t+\tau} \pi_{t+\tau}(z). \quad (2.2)$$

Recordemos que el espacio de estados del problema de la firma es de dimensión infinita porque la evolución del precio agregado depende de la distribución conjunta del precio de todas las firmas. Es por esto que asumimos que las firmas perciben la evolución agregada del nivel de precios como un número limitado de los momentos de la distribución. En particular, siguiendo a Krusell y Smith (1998), asumiremos que la percepción⁵ de las firmas viene dada por:

$$\log \left(\frac{P_t}{S_t} \right) = \lambda_0 + \lambda_1 \log \left(\frac{P_t}{S_{t-1}} \right). \quad (2.3)$$

Dado lo anterior, podemos escribir el problema (2.2), de forma recursiva como:

$$V \left(A_t(z), \frac{p_{t-1}(z)}{S_t}, \frac{P_t}{S_t} \right) = \max_{p_t(z)} \left\{ \pi_t^R(z) + E_t \left[q_{t,t+1}^R V \left(A_{t+1}(z), \frac{p_t(z)}{S_{t+1}}, \frac{P_{t+1}}{S_{t+1}} \right) \right] \right\}, \quad (2.4)$$

donde $\pi_t^R(z)$ y $q_{t,t+1}^R$, son la utilidad de la firma z , y el factor de descuento intertemporal, en términos reales. En el Apéndice, explicamos en detalle su construcción.

Equilibrio

El equilibrio en esta economía está dado por un conjunto de procesos estocásticos para el precio endógeno y de cantidades que son consistentes con el problema de optimización de los hogares, de la firma, con las variables exógenas a_t y S_t , y que además limpian el mercado.

⁵La precisión de la proyección es verificada usando el estadístico propuesto por Den Haan (2010).

Capítulo 3

Calibración

En esta sección, calibramos el modelo descrito anteriormente para la economía chilena, y luego la de Estados Unidos. A continuación, discutiremos algunos parámetros necesarios para dicha calibración.

3.0.1. Calibración para Chile

La Tabla (3.1), describe los parámetros utilizados para esta calibración. El factor de descuento es mensual ($\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$), la elasticidad de sustitución ($\theta = 4,2$) corresponde a un mark-up de 30,9 % promedio, estimado por Rivera Catalán (2015) para las principales cadenas de retail que operan en el Gran Santiago durante los años 2006 y 2007. Siguiendo la metodología utilizada por Nakamura y Steinsson (2010), el crecimiento medio de la demanda nominal agregada (μ) fue calculado como la media de la tasa de crecimiento del PIB nominal menos la media de la tasa de crecimiento del PIB real entre 1996 y 2007. Por otra parte, σ_s , fue calculado como la desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal¹. Dado que el modelo está en términos mensuales, los estadísticos presentados también lo están².

¹Las series de PIB nominal y PIB real fueron obtenidas de las estadísticas económicas publicadas por la CEPAL.

²La frecuencia de la base de datos fue disminuida según la metodología utilizada por Midrigan (2006).

Tabla 3.1: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros fijos	
Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4,2$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0042$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0028$
Parámetros calibrados	
Oportunidad para ajustar a un menor costo	$\alpha = 0,0892$
Probabilidad de recibir un shock de productividad	$p_a = 0,161$
Costo de menú	$\chi_H = 0,135$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,7$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,091$

En la Tabla (3.1), se presentan los resultados de la calibración. Como podemos observar, los estadísticos calculados por el modelo reflejan bastante bien los observados en los datos, sin embargo, el modelo sobre-estima la fracción de precios que suben, lo que eventualmente podría subestimar la efectividad de la política monetaria predicha.

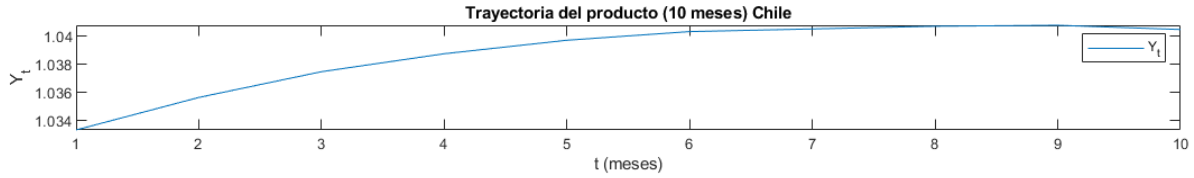
Tabla 3.2: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.14	0.14
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.075	0.092
(3) std(cambios de precio)	0.097	0.097
(4) kurtosis	3.79	3.79
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.342	0.34
(6) fracción de precios que suben	0.59	0.83

Por otra parte, el modelo predice que los costos de ajuste totales en la economía son aproximadamente 0,54% de las ganancias mensuales. Un estudio conducido por Stella (2014), sostiene que el costo de ajuste en EEUU, se podría situar entre 0,22% y 0,59% de las ganancias. Si bien la evidencia anterior es para Estados Unidos, esta comparación nos permite entender si nuestros resultados son razonables.

Para medir la efectividad de la política monetaria, calculamos la función de impulso-respuesta para la economía chilena. En la Figura (3.0.1), se muestra la trayectoria del producto condicional a un *shock* monetario de 0,3%.

Figura 3.1: Trayectoria del Producto



Como podemos observar, el valor máximo del producto se alcanza al noveno mes de iniciado el *shock*. En este sentido, al aplicar un estímulo de un 0,3 % en la tasa de crecimiento de la demanda nominal agregada, el producto aumenta en un 0,67 %.

3.0.2. Calibración para EEUU

En la Tabla (3.3), presentamos los parámetros que utilizaremos para la calibración en EEUU. La elasticidad de sustitución ($\theta = 4$), el crecimiento medio de la demanda nominal agregada $\mu = 0,0028$, y la desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal ($\sigma_\nu = 0,0065$), fueron calibrados según Nakamura y Steinsson (2010). El resto de los estadísticos, fueron calculados a partir de la base de datos de *DFF*.

Tabla 3.3: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros fijos	
Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0028$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0065$
Parámetros calibrados	
Oportunidad para ajustar a un menor costo	$\alpha = 0,048$
Probabilidad de recibir un shock de productividad	$p_a = 0,17$
Costo de menú	$\chi_L = 0,09$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,70$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,101$

En la Tabla (3.3) mostramos los resultados de la calibración del mismo modelo para Estados Unidos. Como podemos ver, la mayoría de los parámetros se ajustan bastante bien a los datos observados. Sin embargo, la kurtosis no se ajusta satisfactoriamente a los datos.

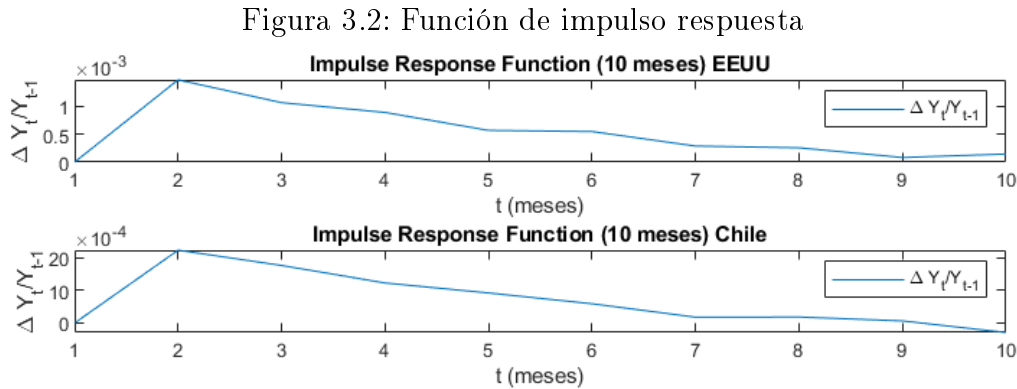
Tabla 3.4: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.11	0.11
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.092	0.11
(3) std(cambios de precio)	0.121	0.121
(4) kurtosis	4.58	2.80
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.281	0.28
(6) fracción de precios que suben	0.64	0.72

Para descartar de que esta calibración subestime el efecto de los shocks nominales en el sector real, relativo a una calibración que si pueda igualar el valor de la kurtosis, en la Tabla (C.14) calibramos el modelo para que reprodujera la kurtosis observada en los datos. Al replicar el mismo valor, el efecto de la política monetaria en Estados Unidos cae considerablemente relativo a la calibración actual. Esto ocurre debido a que a medida que exigimos un aumento en la kurtosis necesariamente debemos disminuir el costo de menú que se enfrenta en la economía, para así atenuar el efecto que tiene en la caída de la frecuencia de cambio de precio³. Por el motivo anterior, el costo de menú total de la economía que empareja la kurtosis es mucho menor al rango estimado en los datos (0, 2 %). Para la calibración de la Tabla (3.4), el costo de menú total en la economía viene dado por 0,41 %, lo que es consistente con la evidencia proporcionada por Stella (2014).

3.0.3. No-Neutralidad monetaria: Chile v/s Estados Unidos

Para medir la (no)neutralidad monetaria, veremos cómo responde la economía de Estados Unidos y Chile, ante un *shock* de la demanda nominal agregada de un 0,3 %. En la Figura (3.0.3), graficamos la función de impulso respuesta para ambas economías.



Ante un *shock* de 0,3 % en la tasa de crecimiento de la demanda nominal agregada, la economía chilena exhibe una tasa de crecimiento del producto mayor que Estados Unidos. En magnitud, el estímulo nominal provoca un aumento total de un 0,67 % del producto para

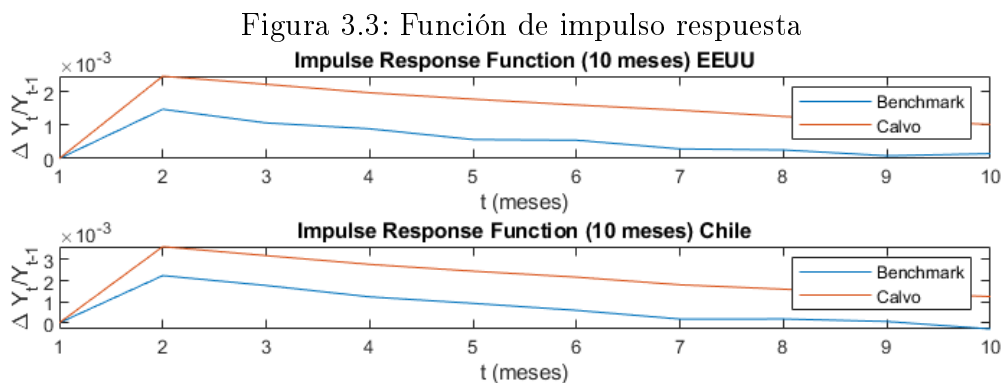
³Para aumentar la frecuencia de cambio de precio también podemos aumentar el parámetro de *CalvoPlus*, pero incrementa considerablemente la fracción de cambios pequeños de precio.

Chile, y un 0.52 % para Estados Unidos⁴. Este resultado está explicado en gran medida por la abultada fracción de cambios pequeños que tiene la economía chilena en comparación a Estados Unidos. En este sentido, para el caso de Chile, dicha fracción sólo puede ser alcanzada con la característica *CalvoPlus*, lo que aumenta la efectividad de la política monetaria mediante una reducción en el efecto selección. En otras palabras, a pesar de que Estados Unidos posee una frecuencia de cambios de precio menor, y una kurtosis mayor⁵, la ausencia relativa de la característica tiempo-dependiente del modelo (debido a una fracción de cambios de precio pequeños acotada), explica la diferencia entre la efectividad de la política monetaria de Chile y Estados Unidos. Este mecanismo es estudiado en profundidad por Hong et al. (2020).

En la siguiente sección compararemos el modelo actual con uno cuya política de precio de tipo Calvo, y analizaremos el rol de los *shocks* leptokúrticos en la neutralidad del dinero.

3.0.4. Comparación con Calvo pricing

Comparamos una economía cuya política de precio es del tipo Calvo, con el modelo actual. Para implementar una economía tipo Calvo, haremos que el parámetro que gobierna la probabilidad para ajustar a costo cero tenga el valor de la frecuencia de cambio de precio observada. En la Figura (3.0.4), graficamos un *shock* de la demanda nominal de un 0,3 %.



El gráfico anterior muestra lo que la literatura ha datado de forma extensa. En el modelo Calvo, el efecto del margen extensivo⁶ es nulo debido a que la masa de firmas que ajusta es seleccionada de forma aleatoria, por tanto, el nivel de precios responde relativamente lento condicional a un *shock* nominal, y el estímulo en el sector real es relativamente persistente, en cambio, en el modelo original las firmas que ajustan son las que necesitan hacerlo (más una pequeña masa que lo hace de forma aleatoria, debido a *CalvoPlus*). Dado lo anterior, condicional a un *shock* nominal es relativamente imperioso ajustar, y en consecuencia la persistencia del estímulo real disminuye. Para mostrar esto, en la Tabla (3.0.4), describimos la

⁴En ambos países la tasa de crecimiento máxima se logra al primer mes de iniciado el shock, y es de un 0,15 % para Estados Unidos, y 0,22 % para Chile.

⁵En el apéndice (C.7), se realiza una calibración que replica la kurtosis y a la frecuencia de cambios de precio observada en Estados Unidos, obteniendo resultados similares en términos de efectividad de política monetaria.

⁶Este término fue introducido inicialmente por Caballero y Engel (2007)

varianza del producto^{7,8} para distintos criterios analizados. Como podemos observar, *CalvoPlus* (Criterio *b*) disminuye la neutralidad del dinero comparado al caso sin *CalvoPlus* ni *shocks* leptokúrticos (Criterio *a*)

Tabla 3.5: Medida de No-Neutralidad

Criterio	$var(Y_t)$
a) EEUU NoLK-NoCP	0.110
b) EEUU NoLK	0.23968
c) EEUU Total	0.24969
d) EEUU Calvo	1.0019
a) Chile NoLK-NoCP	0.030
b) Chile NoLK	0.10122
c) Chile Total	0.073802
d) Chile Calvo	0.33119

además, cuando comparamos el modelo total (Criterio *c*) con el modelo sin *shocks* leptokúrticos (Criterio *d*), podemos ver que *CalvoPlus* es responsable de una fracción importante de la varianza del producto.

En la siguiente sección, mostraremos el rol de los *shocks* leptokúrticos en la no-neutralidad monetaria para Chile.

3.0.5. No-Neutralidad monetaria: Rol de los Shocks leptokúrticos

Este tipo de shocks fue utilizado inicialmente por Gertler y Leahy (2008), y luego implementado por Midrigan (2011) para conseguir colas de la distribución más anchas, y así replicar hechos microeconómicos. En nuestro caso, los *shocks* leptokúrticos nos permiten ajustar la kurtosis observada en los datos con la predicha por el modelo. Para entender el rol de dichos *shocks*, calibramos el modelo para ambas economías sin *shocks* leptokúrticos. A continuación, analizaremos ambos países:

El caso chileno.

Cuando calibramos el modelo sin *shocks* leptokúrticos (Tabla (C.6)), la no-neutralidad del dinero predicha es más alta que en el modelo total (Tabla (3.2)). La intuición nos dice que una mayor kurtosis debiese estar negativamente correlacionada con la neutralidad del dinero, por tanto, este resultado parece ser contradictorio, sin embargo, en este caso el parámetro de *CalvoPlus* nos permite ajustar con bastante precisión la fracción de precios pequeños en Chile, lo que naturalmente eleva la kurtosis. Por otra parte, dado que al aumentar la probabilidad de recibir una oportunidad de ajustar a bajo costo⁹ aumenta la frecuencia de cambios de precio, una de las formas de reducirla es aumentando el costo de menú, lo que a su vez aumenta el límite de ajuste, amplificando el efecto de la política monetaria en términos relativos. En cambio, aumentar la kurtosis mediante shocks leptokúrticos implica realizar el proceso contrario: una disminución en la probabilidad de recibir el *shock* idiosincrático a

⁷Los autores Midrigan (2011) Nakamura y Steinsson (2010), han usado este estadístico, entre otros.

⁸Su uso es posible, debido a que no existen otros *shocks* agregados en el modelo.

⁹En términos prácticos, a costo cero.

la productividad aumenta la kurtosis, pero a la vez disminuye la frecuencia de cambio de precio, lo que nos obliga necesariamente a disminuir el costo de menú para aumentar dicha frecuencia. Si bien, ambas especificaciones ayudan a disminuir el efecto selección, en este caso, el incremento del parámetro de CalvoPlus junto con el aumento del costo de menú, son relativamente más eficientes que la disminución del margen extensivo asociada a aumentar los *shocks* leptokúrticos. Esto es porque el efecto selección es cero bajo una política de Calvo *pricing*¹⁰, y bajo Poisson shocks el efecto selección es menor a *shocks* gaussianos, pero positivo.

El caso de Estados Unidos.

En este caso, utilizar *shocks* leptokúrticos (calibración en Tabla (C.8)) aumenta la no-neutralidad monetaria en comparación al caso en que no existen dichos *shocks*. Esto se debe principalmente a que el parámetro *CalvoPlus* permanece virtualmente constante en ambas calibraciones, por tanto, los *shocks* leptokúrticos ayudan a disminuir el efecto selección sin tener que modificar el componente tiempo-dependiente de ambos modelos. En la Tabla (3.6), mostramos la frecuencia de cambio de precio explicada por *CalvoPlus*, y la frecuencia de cambios de precio total. Como podemos ver, en el caso chileno, cuando decidimos eliminar los *shocks* leptokúrticos, la frecuencia explicada por *CalvoPlus* aumenta considerablemente, dominando a los *shocks* leptokúrticos en su habilidad para disminuir la neutralidad monetaria.

Tabla 3.6: Frecuencia explicada por *CalvoPlus*

País	Frecuencia asociada a Calvo	Frecuencia Total
Chile Total	8,6 %	14 %
Chile No-Lk	11 %	14 %
EEUU Total	4,8 %	11 %
EEUU No-Lk	5,5 %	11 %

En cambio, en el caso de Estados Unidos, el aumento de los *shocks* leptokúrticos compensa la caída del parámetro *CalvoPlus*, y además aumenta la no-neutralidad monetaria por las razones antes descritas.

¹⁰El efecto selección es cero cuando la política de precio es sólo del tipo Calvo.

Capítulo 4

Extensión: Adaptación tecnológica en un modelo de costo de menú.

Numerosos estudios han analizado el rol de la tecnología e innovación en el crecimiento económico¹. En este contexto, Barro y Sala-i Martin (1997), desarrollan una teoría en la que el crecimiento de una economía (en el largo plazo) depende exclusivamente de la invención de nuevas tecnologías o productos. Dada esta conclusión, un tema recurrente en la literatura económica ha sido el estudio del efecto de la innovación tecnológica en la productividad; y el efecto de la productividad en el crecimiento², sin embargo, aún es escasa la literatura que relaciona la innovación y productividad con la efectividad de los estímulos nominales en las variables reales. Un estudio pionero en esta materia, realizado por Moran y Queraltó (2018), endogeniza la productividad total de los factores con la finalidad de analizar su evolución, condicional a cambios en la política monetaria. Dicho estudio supone que las fuerzas que conducen la evolución de la productividad total de los factores son la innovación, y la adaptación tecnológica, no obstante, estas fuerzas no afectan de forma directa al grado de rigidez de precio.

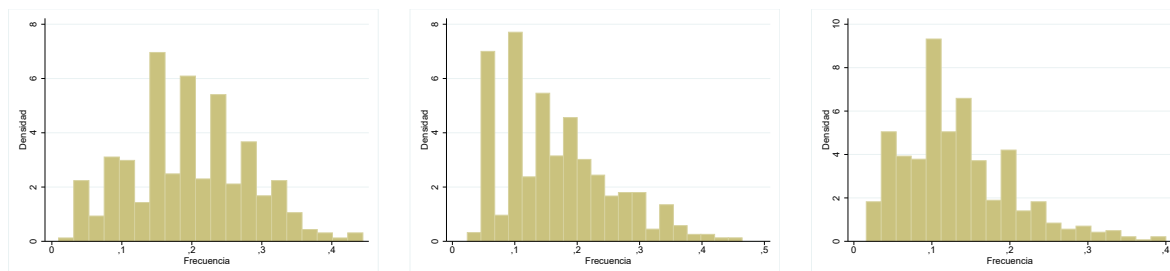
Nosotros creemos que existe un tipo de inversión que afecta de forma directa al grado de rigidez de precio. Grewal et al. (2011) muestran que la innovación en tecnologías y estrategias de *pricing* han tomado particular protagonismo en las firmas pertenecientes al sector retail; estas innovaciones incluyen *dynamic pricing*, etiquetas de precio electrónicas, catálogos de compra *online*, modelos de estimación de demanda de mayor complejidad, etc. En este contexto, Gorodnichenko y Talavera (2017), muestran que los precios *online* son bastante más flexibles, y poseen un *pass-through* significativamente mayor, relativo a los precios observados en las tiendas convencionales. Con respecto a Chile, aún no existe evidencia directa sobre las prácticas en innovación relacionadas a las tecnologías de *pricing*, sin embargo, podemos notar dos hechos clave: el primero, es que las firmas relativamente grandes que pertenecen al sector retail han adoptado catálogos de venta *online* (ver Anexo (E)), y el segundo, es que las firmas grandes tienen mayor frecuencia de cambio de precio regular, para bienes idénticos, y

¹Entre ellos, Barro y Sala-i Martin (1997), König et al. (2016), Romer (1990), Aghion y Howitt (1992), Acemoglu et al. (2006) etc.

²Basker (2012), evalúa como la introducción de los códigos de barra afectó la productividad de firmas pertenecientes al retail, concluyendo que el efecto fue positivo y significativo.

en sectores geográficos similares (ver Figura (4.1)); lo que sugiere la idea de que las firmas relativamente grandes adoptaron una tecnología innovadora en sus prácticas de *pricing*.

Figura 4.1: Histograma de distintas cadenas de supermercado para el mismo sector geográfico



En este estudio desarrollamos un modelo en el que las firmas tienen la posibilidad de adoptar una tecnología capaz de reducir de forma efectiva el costo de menú que enfrentan. Para mantener esa tecnología vigente deben pagar un costo fijo durante todos los periodos. Por otra parte, la productividad de las firmas tiene un componente completamente persistente, y otro cuya persistencia no es completa, emulando así la existencia de firmas que son sistemáticamente más productivas que otras. Por último, nuestro modelo no incorpora un proceso de evolución tecnológica, y posterior adaptación de dicha tecnología, como en Romer (1990), Moran y Queralto (2018) y Anzoategui et al. (2019), entre otros. La especificación que proponemos, supone que la tecnología de *pricing* se encuentra disponible y es conocida por todas las firmas.

Calibrando el modelo con los datos de la Sección (1), podemos verificar la predicción de algunos hechos empíricos clave. El primero, es la relación existente entre inversión en tecnología, tamaño de la firma, y productividad. Doms et al. (2004), muestran que las firmas grandes son más productivas respecto a las pequeñas, y además, tienden a invertir relativamente más en tecnologías de la información. En este sentido, nuestro modelo predice que la inversión en tecnología es creciente en el nivel de productividad que posee la firma, y en su tamaño (medido por la porción de mercado). El segundo, es la reproducción de la distribución de cambios de precio observada utilizando sólo un esquema de inversión en tecnología, es decir, abstrayéndose de suponer la existencia de shocks leptokúrticos, firmas multi-producto, *CalvoPlus*, etc. Dicha reproducción es fundamental, puesto que Midrigan (2011) muestra que una descripción rigurosa de la distribución de cambios de precio es clave en determinar los efectos de la política monetaria³. Por último, nuestro modelo predice que la inversión en una tecnología de *pricing* es creciente en el nivel de los estímulos monetarios, lo que eventualmente podría diluir la efectividad de la política monetaria. Lo anterior, implicaría que es posible alcanzar un equilibrio en que la política monetaria sea ortogonal a la tasa de crecimiento de la productividad, contrario a lo expuesto por Moran y Queralto (2018).

³En esta clase de modelos, Alvarez et al. (2016) muestra que la kurtosis es un momento clave en determinar la efectividad de la política monetaria.

4.1. Modelo

En este modelo, el sector de los hogares es idéntico al descrito anteriormente, sin embargo, el sector de las firmas sufre importantes modificaciones. La principal diferencia es la opción de pagar un costo real c_{inv} , en el que las firmas reducirán su costo de ajustar de χ_H a χ_L . Por otra parte, independiente de invertir, las firmas tienen una probabilidad $p(\bar{a}_k)$ de enfrentar el costo de menú usual, y una probabilidad $1 - p(\bar{a}_k)$ de asumir un costo de menú alto, con k el nivel de productividad de la firma. Esta característica añade la posibilidad de que cuando las firmas decidan ajustar, internalicen la idea de que pueden sufrir complicaciones que pueden aumentar su costo⁴. Con respecto a la persistencia del nivel de productividad (\bar{a}), las firmas tienen una probabilidad ϕ de funcionar. Mientras una firma está funcionando no puede transitar a otro nivel de productividad, no obstante, cuando deja de funcionar es posible que transite, como también es posible que permanezca con el nivel de productividad que tenía antes de dejar de funcionar. Por último, cuando una firma comienza a operar observa el precio que fijó su antecesor para tomar su decisión óptima. Dicho esto, empezaremos definiendo la función de producción $y_t(z)$, como

$$y_t(z) = \bar{a}_k L_t(z) + a_t L_t(z),$$

donde \bar{a}_k es el nivel de productividad⁵, y a_t son los *shocks* idiosincráticos a la productividad, siguiendo la forma funcional descrita por

$$\log(a_t(z)) = \rho \log(a_{t-1}(z)) + \varepsilon_t(z), \quad \text{con } \varepsilon_t(z) \sim N(0, 1).$$

La función de beneficio de la firma que decide pagar para mitigar su costo de menú viene dada por

$$\pi_t^{\text{Invertir}}(z) = \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right) y_t(z) - \frac{W_t}{P_t} L_t(z) - \chi_L \frac{W_t}{P_t} I_{p_t \neq p_{t-1}}(z) - \frac{W_t}{P_t} c_{inv},$$

donde $c_{inv} > 0$, es el costo de pagar por dicha tecnología. La función de beneficio de no pagar dicho costo está descrita por

$$\pi_t^{\text{No Invertir}}(z) = \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right) y_t(z) - \frac{W_t}{P_t} L_t(z) - \chi_H \frac{W_t}{P_t} I_{p_t \neq p_{t-1}}(z),$$

donde se debe cumplir que $\chi_L < \chi_H$. Dicho esto, la decisión de invertir o no invertir, es la siguiente función de valor

$$V_{a_k}(a_t, \frac{p_{t-1}(z)}{S_t}; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) = \max_{x \in \{\text{Invertir}, \text{No invertir}\}} \left\{ V_{a_k}^{\text{Invertir}}(a_t, \frac{p_{t-1}(z)}{S_t}; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})), \right. \\ \left. V_{a_k}^{\text{No invertir}}(a_t, \frac{p_{t-1}(z)}{S_t}; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) \right\}, \quad (4.1)$$

donde \mathbf{x} es la función de política. Además, imponemos la siguiente condición $\pi_{\bar{a}_k}^{\text{Invertir}}(a_{\min}) > \pi_{\bar{a}_k}^{\text{No invertir}}(a_{\min})$, cuya función es impedir que un *shock* suficientemente negativo elimine los incentivos a invertir⁶. En las siguientes subsecciones, explicamos en detalle cada valor.

⁴Esta característica también se puede interpretar como el desconocimiento de la firma sobre cuál es el costo de ajustar exacto al que se enfrenta.

⁵El nivel de productividad es discreto. En nuestro caso tomará dos valores: alto y bajo.

⁶Este supuesto es equivalente a pensar que es poco probable que Lider cierre su departamento de *pricing* debido a un shock negativo.

Decisión de ajustar para una firma que invierte ($V_{a_k}^{\text{Invertir}}$)

El valor de invertir está sujeto a la decisión de ajustar o no ajustar

$$V_{\bar{a}_k}^{\text{Invertir}}\left(a_t, \frac{p_{t-1}}{S_t}; \log\left(\frac{P_{t-1}}{S_t}\right)\right) = \max_{p_t(z)} \left\{ V_{\bar{a}_k}^{N|\text{Invertir}}\left(a_t, \frac{p_{t-1}}{S_t}; \log\left(\frac{P_{t-1}}{S_t}\right)\right), E \left[V_{\bar{a}_k}^{A|\text{Invertir}}\left(a_t; \log\left(\frac{P_{t-1}}{S_t}\right)\right) \right] \right\}. \quad (4.2)$$

La firma puede decidir si no ajustar ($V_{\bar{a}_k}^{N|\text{Invertir}}$), o ajustar ($V_{\bar{a}_k}^{A|\text{Invertir}}$), donde este último viene descrito por el siguiente valor esperado,

$$E \left[V_{\bar{a}_k}^A\left(a_t; \frac{P_{t-1}}{S_t}\right) \right] = p(\bar{a}_i) V_{\bar{a}_k}^{A|\chi_L}\left(a_t; \log\left(\frac{P_{t-1}}{S_t}\right)\right) + (1 - p(\bar{a}_i)) V_{\bar{a}_k}^{A|\chi_{H^+}}\left(a_t; \log\left(\frac{P_{t-1}}{S_t}\right)\right)$$

con $p(\bar{a}_k)$,

$$p(\bar{a}_k) = \min\left\{ \frac{\theta_0 + \bar{a}_k}{\bar{a}_H}, 1 \right\}.$$

Esta función se interpreta como una oportunidad aleatoria de recibir costo de menú elevado (χ_{H^+}), y se puede racionalizar como el desconocimiento por parte de la firma sobre cuál será el costo real de ajustar. La expresión del valor de no ajustar y ajustar está descrita en el Anexo (F).

A continuación, explicaremos el caso en el que una firma no invierte.

Decisión de ajustar para una firma que no invierte ($V_{a_k}^{\text{No Invertir}}$)

El problema es similar al anterior, sólo que esta vez las firmas presentan un costo de menú más alto que las firmas que no invierten. En este caso, el problema de una firma que no invierte, y que posee un nivel de productividad \bar{a}_k viene dado por

$$V_{\bar{a}_k}^{\text{No invertir}}\left(a_t, \frac{p_{t-1}}{S_t}; \log\left(\frac{P_{t-1}}{S_t}\right)\right) = \max_{p_t(z)} \left\{ V_{\bar{a}_k}^{N|\text{No Invertir}}\left(a_t, \frac{p_{t-1}}{S_t}; \log\left(\frac{P_{t-1}}{S_t}\right)\right), E \left[V_{\bar{a}_k}^{A|\text{No Invertir}}\left(a_t; \log\left(\frac{P_{t-1}}{S_t}\right)\right) \right] \right\}, \quad (4.3)$$

a continuación, describimos la dinámica de la entrada y salida de firmas.

Entrada y salida de firmas

Las firmas dejan de operar con probabilidad $(1 - \phi)$, y funcionan nuevamente con probabilidad ϕ , donde el nivel de productividad con el que empiezan a funcionar se rige mediante la siguiente matriz de transición⁷:

$$TM = \begin{bmatrix} \Phi_{a_L a_L} & \Phi_{a_L a_H} \\ \Phi_{a_H a_L} & \Phi_{a_H a_H} \end{bmatrix}. \quad (4.4)$$

⁷Puesto que condicional a operar, una firma posee una matriz de transición I_2 , la proporción de firmas productivas y poco productivas está completamente descrita por la distribución estacionaria de TM .

Dado lo anterior, el valor del periodo siguiente de una firma con un nivel de productividad bajo viene descrito por la siguiente expresión

$$E_t[D_{t,t+1}^R V(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] = \phi \left(E_t[D_{t,t+1}^R V_{\bar{a}_L}(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right) + \\ (1 - \phi) \left(\Phi_{a_L a_L} E_t[D_{t,t+1}^R V_{\bar{a}_L}(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right. \\ \left. + \Phi_{a_L a_H} E_t[D_{t,t+1}^R V_{\bar{a}_H}(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right),$$

y para una firma de productividad alta

$$E_t[D_{t,t+1}^R V(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] = \phi \left(E_t[D_{t,t+1}^R V_{\bar{a}_H}(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right) + \\ (1 - \phi) \left(\Phi_{a_H a_H} E_t[D_{t,t+1}^R V_{\bar{a}_H}(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right. \\ \left. + \Phi_{a_H a_L} E_t[D_{t,t+1}^R V_{\bar{a}_L}(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right).$$

4.2. Calibración

En esta sección calibraremos el modelo según los datos chilenos. Para esto, usaremos estadísticos idénticos a los calculados en la sección anterior. En la Tabla (4.1), están descritos los parámetros utilizados en la calibración.

Tabla 4.1: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros Fijos	
Factor de Descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4,2$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0042$
Desviación Estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0028$
Parámetros Calibrados	
(1) Probabilidad de seguir operando	$\phi = 0,9$
(2) Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,7$
(3) desv. estándar del shock de productividad	$\sigma_s = 0,064$
(4) Costo de menú de no invertir	$\chi_H = 0,26$
(5) Costo de menú de invertir	$\chi_L = 0$
(6) Costo de invertir	$c_{inv} = 0,008$
(7) Intercepto de la función de probabilidad	$\theta_0 = 0,05$
(8) Probabilidad de seguir siendo productivo	$\Phi_{a_H a_H} = 0,5$
(9) Probabilidad de seguir siendo poco productivo	$\Phi_{a_L a_L} = 0,93$

Según nuestro modelo, la duración media de una firma es gobernada por el parámetro (1). En este caso, 0,9 equivale a una duración media de 10 meses. Por otra parte, la proporción de

firmas productivas y no productivas está completamente descrita por la matriz estacionaria de (4.4), por tanto, la proporción de firmas poco productivas es 88 % (y productivas 12 %). En la Tabla (4.2), se resumen los resultados de la calibración.

Tabla 4.2: Resultados calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio	0.14	0.14
(2) Tamaño promedio de cambios de precio	0.075	0.079
(3) std(cambios de precio)	0.097	0.097
(4) kurtosis	3.79	2.80
(5) Fracción de cambios pequeños	0.34	0.34
(6) Fracción de precios que suben	0.59	0.60
(7) Varianza del Consumo	-	0.20

El modelo actual replica algunos estadísticos con mayor precisión respecto al presentado en el Capítulo (2). Entre estos estadísticos se encuentra el tamaño promedio de cambios de precio, y la fracción de precios que suben. Con respecto al tamaño de cambios de precio; nuestro modelo predice un tamaño promedio significativamente menor al modelo anterior, y levemente superior al observado en los datos. Esta diferencia, se debe a que las firmas productivas que deciden invertir, pueden ajustar su precio cuando lo desean, por tanto, no existe necesidad de esperar a una caída importante en el precio real debido al aumento de la inflación. Por otra parte, la fracción de precios que suben es significativamente menor, debido al mismo principio: las firmas con un nivel de productividad mayor⁸ son las que disminuyen su precio con mayor frecuencia. En la Tabla (4.3), podemos observar que esta predicción es avalada por los datos,

Tabla 4.3: Bienes idénticos según cadena

Cadena	Fracción de precios que suben
(1) Lider	0.57
(2) Santa Isabel	0.59
(3) Unimarc	0.70

donde podemos corroborar que la fracción de precios que suben está correlacionada de forma negativa con la porción de mercado de la firma⁹, lo que en nuestro modelo implicaría una correlación negativa entre nivel de productividad y fracción de precios que suben.

Adopción tecnológica y efectividad de la política monetaria.

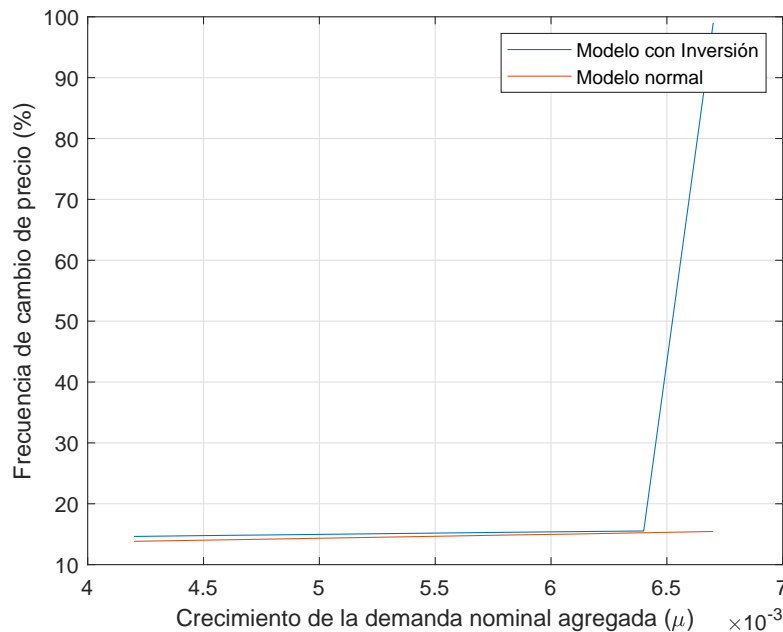
En esta sección, veremos cómo afecta el aumento en el nivel de crecimiento de la demanda nominal agregada, a la frecuencia de cambio de precio, y la adopción de una tecnología de *pricing*. En la Figura (4.2), podemos observar que a medida que aumenta el nivel del

⁸Si no deciden invertir, el efecto es leve. Sin deciden invertir, es fuerte.

⁹Porciones de mercado disponibles en <http://www.fundacionsol.cl/wp-content/uploads/2010/09/Informe-Ditrab-2007-Supermercados2.pdf>

crecimiento de la demanda agregada, la frecuencia de cambios de precio incrementa en una tasa constante, sólo para el modelo original.

Figura 4.2: Frecuencia de cambio de precio y crecimiento medio de la demanda nominal agregada



Este comportamiento se debe principalmente a que un nivel de crecimiento mayor de demanda nominal agregada, aleja relativamente más a las firmas de su precio óptimo, lo que las obliga a ajustar con mayor frecuencia. En el modelo con adaptación tecnológica, el principio es idéntico, no obstante, existe un punto donde invertir se convierte en una alternativa más atractiva, debido a que las firmas pueden ajustar cuando lo deseen (generando un salto discreto en la frecuencia de cambios de precio).

En este ejercicio, la frecuencia de cambios de precio del modelo con inversión llega a 100%. Lo anterior, se debe a que sólo existen dos tipos de nivel de productividad, por tanto, si los dos grupos deciden adoptar la nueva tecnología de *pricing*, todas las firmas podrán ajustar con absoluta libertad¹⁰.

El mensaje implícito de este ejercicio, es que la existencia de una opción de invertir en una tecnología de *pricing*, unido a una política monetaria expansiva de largo plazo, genera incentivos relativamente más poderosos a invertir.

¹⁰Cuando se agrega una mayor cantidad de niveles de productividad, la complejidad computacional crece exponencialmente.

Capítulo 5

Limitaciones

Este trabajo investiga cuán eficaz es la política monetaria chilena relativa a la de Estados Unidos. Para comparar ambas economías, el escenario ideal es tener bases de datos comparables, periodos suficientemente largos, y una calidad de datos óptima. Además, es necesario un modelo que se pueda ajustar a ambas realidades económicas. En lo que a los datos respecta, ambas bases de datos son distintas: en su dimensión temporal, en la extracción de los datos, y en la cantidad de locales y marcas de retail. En el caso chileno, lo anterior genera problemas de medición y heterogeneidad indeseada (ver Capítulo 1). Por otra parte, hay estadísticos del modelo que no se ajustan lo suficientemente bien, por tanto, las comparaciones se deben tomar con cautela.

Conclusión

En el presente trabajo se estudió la efectividad de la política monetaria en Chile con respecto a Estados Unidos. Para esto se utilizaron datos microeconómicos de precio de Chile y Estados Unidos. El grado de efectividad se midió utilizando un modelo de costo de menú con shocks idiosincráticos leptokúrticos a la productividad, y oportunidades aleatorias para cambiar el precio a bajo costo. En este sentido, un aumento de un 0,3% en la tasa de crecimiento de la demanda nominal agregada incrementa el producto de la economía chilena en un 0,67%. Los principales resultados indican que los estímulos nominales tienen un efecto levemente menor en Estados Unidos. La intuición detrás de este resultado radica en la mayor fracción de cambios de precio pequeños que posee Chile, lo que incrementa su característica tiempo-dependiente, y disminuye el efecto selección.

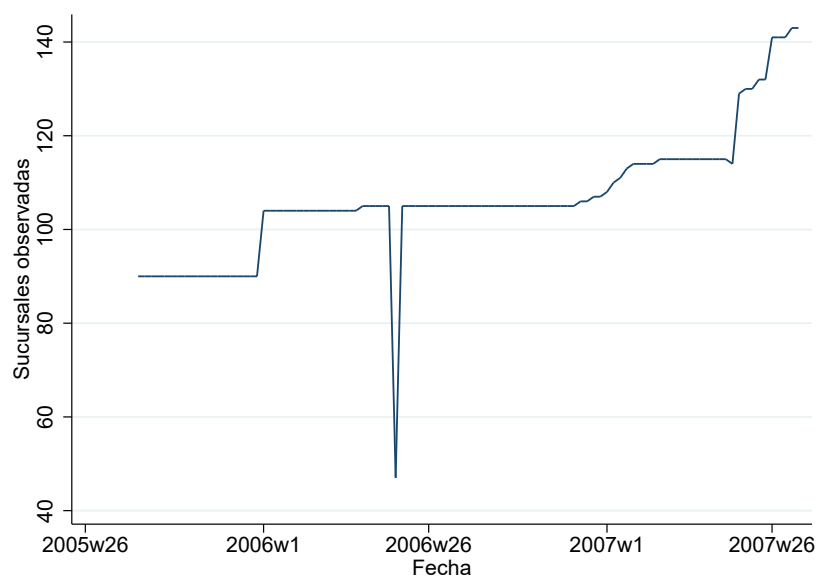
Por último, se analizó la efectividad de la política monetaria en un contexto en el que las firmas tienen la opción de invertir en una tecnología de *pricing* que les permite reducir su costo de menú. En este análisis, podemos destacar que estímulos nominales grandes y persistentes, son capaces de generar incentivos a adoptar una tecnología de *pricing* por parte de las firmas, lo que tendría como consecuencia un aumento en la capacidad que tienen de ajustar; disminuyendo la efectividad de la política monetaria.

Apéndice A

A.1. Construcción de las series de precio

La unidad del panel ($\text{local} \times \text{bien}$), y las observaciones faltantes, serán tratadas con la misma metodología que emplea Midrigan (2006). Con respecto a este último punto, existe una cantidad importante de observaciones faltantes, debido a bienes/sucursales que se dejan de observar en un periodo en particular. Para mostrar la gravedad del problema, en la Figura (A.1), podemos ver que en la semana 21 del año 2006, la cantidad de sucursales observadas cae dramáticamente.

Figura A.1: Sucursales observadas.



Si decidimos usar un criterio estricto de balanceo en nuestro panel, perderíamos al menos 60 sucursales¹. Para evitar esto, rellenaremos cada observación faltante con el último precio observado, si esta tiene menos de cuatro observaciones faltantes. Si los saltos son mayores a cuatro semanas, entonces nos quedamos con la serie de precio más larga. Para evitar quedar con series pequeñas, elegimos las series con observaciones faltantes que tienen al menos 90

¹Lo que equivale (en un cálculo aproximado) a 33 millones de observaciones.

semanas.

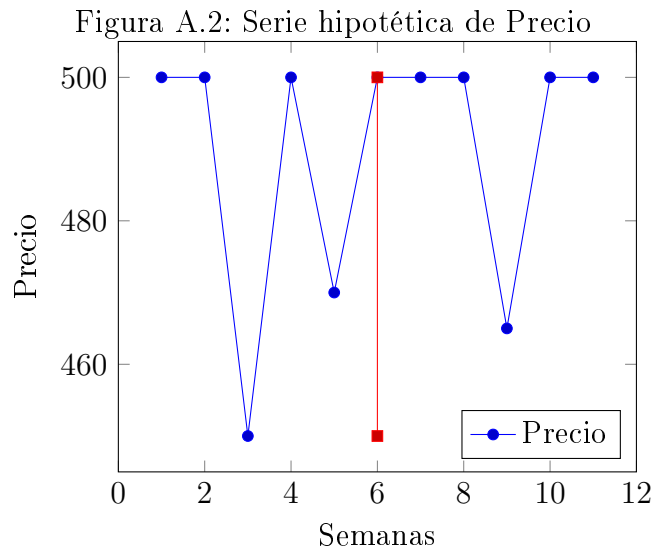
Con este criterio, quedamos con 14 millones de observaciones y 142.719 unidades local×bien.

A.2. Construcción del precio regular

En esta sección describimos de forma detallada el algoritmo para construir la serie de precio regular. Este algoritmo es idéntico al desarrollado por Kehoe y Midrigan (2008). La intuición detrás de la identificación de un precio regular, es que este es un precio que se cobra de forma frecuente, en una ventana de tiempo previamente determinada. Su construcción viene dada por los siguientes pasos:

- 1 Elegir el tamaño de la ventana l . El tamaño viene dado por la cantidad de semanas después o antes del periodo actual. Elegir la frecuencia mínima (c), en la que un precio es determinado como precio regular. Por último, elegir a , que se define como el número de periodos en la ventana que poseen datos disponibles para calcular el precio modal. En nuestro caso, $l = 5$, $c = \frac{1}{3}$ y $a = \frac{1}{2}$.
- 2 Para cada periodo $t \in (1 + l, T - l)$, calcular si $(t - l, \dots, t + l) \geq 2al$. Si esto es cierto, es decir, si la cantidad de observaciones disponibles es mayor o igual a nuestro criterio, calcular:
 - 2.a Fijar $p_t^M = \text{moda}(p_{t-l}, \dots, p_{t+l})$
 - 2.b Fijar f_t como la fracción de periodos en que $p_t = p_t^M$
 Si $(t - l, \dots, t + l) \leq 2al$, entonces $f_t = 0 \wedge p_t^M = 0$.

El paso 2, se puede resumir en la Figura (A.2), donde la barra roja representa la mitad de la ventana. En este caso, el precio modal es 500, por tanto, $p_6^M = 500$, además, la moda se repite 8 veces, y no existen observaciones faltantes en la ventana, lo que implica $f_6 = \frac{8}{11}$



- 3 El precio regular p_t^R , se define como:

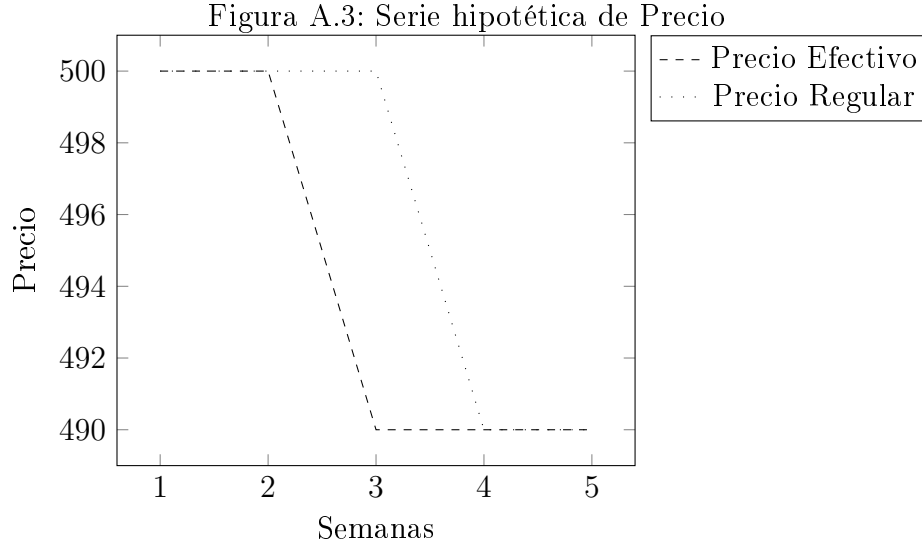
- 3.a Para el valor inicial: si $p_{1+l}^M \neq 0$, fijar $p_{1+l} = p_{1+l}^M$. En caso contrario $p_{1+l}^R = p_{1+l}$.

- 3.b Para el resto de los valores ($t = 2 + l, \dots, T$). Si $(p_t^M \neq 0 \ \& \ f_t > c \ \& \ p_t == p_t^M)$, fijar $p_t^R = p_t^M$. En caso contrario, fijar $p_t^R = p_{t-1}^R$.

La intuición detrás de este paso, radica en que nuestro precio regular será el precio cuya frecuencia satisface nuestro criterio, debido a que si el precio modal no es suficientemente frecuente, podría ser un descuento del mismo precio que se repitió un par de periodos. Dado lo anterior, es evidente que el precio regular que lo precede es relativamente más frecuente, lo que naturalmente lo convierte en un mejor candidato para ser precio regular hoy.

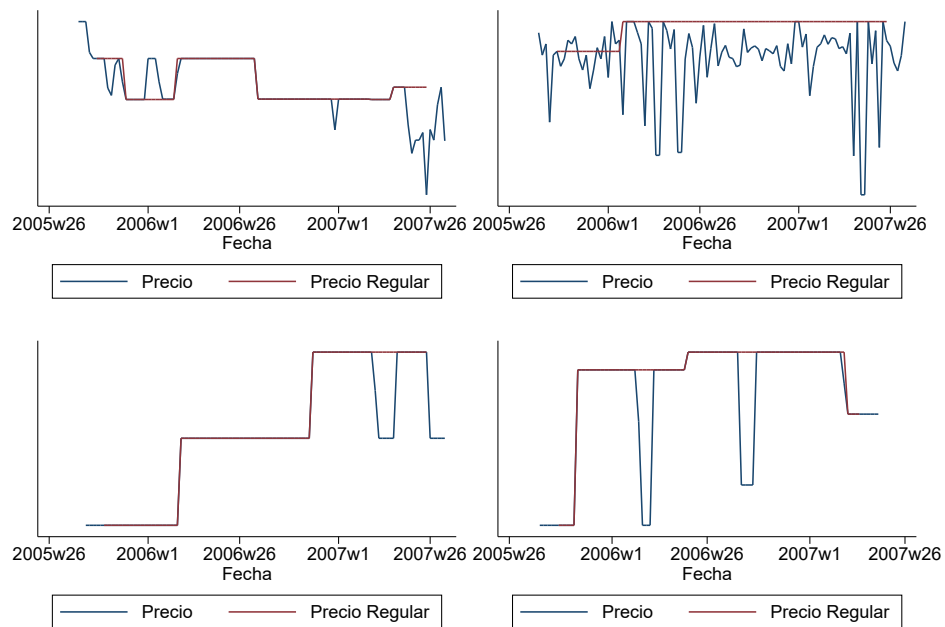
- 4 Luego, repetir el siguiente algoritmo cinco veces:
- 4.a Fijar $R = \{t : p_t^R \neq p_{t-1}^R \ \& \ p_{t-1}^R \neq 0 \ \& \ p_t^R \neq 0\}$
 - 4.b Fijar $C = \{t : p_t^R == p_t \ \& \ p_t^R \neq 0 \ \& \ p_t \neq 0\}$
 - 4.c Fijar $P = \{t : p_{t-1}^R == p_{t-1} \ \& \ p_{t-1}^R \neq 0 \ \& \ p_{t-1} \neq 0\}$
 - 4.d Fijar $p_{\{R \cap C\}-1}^R = p_{\{R \cap C\}}$
 - 4.e Fijar $p_{\{R \cap P\}-1}^R = p_{\{R \cap P\}}$

El punto 4.d, busca el periodo anterior de precios regulares que presenten cambios y que además sean cobrados como precio efectivo, para luego igualarlo al precio efectivo del periodo siguiente. En La Figura (A.2), se puede observar el tipo de situaciones que queremos evitar, al realizar el cálculo del precio regular.



En este caso, $t = 4 \in C$, y $t = 4 \in R$, por tanto, el precio regular de la semana tres será remplazado por el precio efectivo de la semana cuatro, evitando así la existencia de un precio regular ficticio. Con respecto al punto 4.e, el rol es similar. Una vez aplicado el algoritmo, las series vienen dadas por:

Figura A.4: Filtro de precio regular.



Apéndice B

B.1. Función de beneficios en términos reales

Escribir la función de beneficio en términos reales nos permite reducir el tamaño del espacio de estados. Esta construcción sigue de cerca la utilizada por Vavra (2014), y viene dada por

$$\begin{aligned}
 \frac{\pi_t(z)}{P_t} &= \frac{p_t(z)}{P_t} y_t(z) - \frac{W_t}{P_t} L_t(z) - \chi \frac{W_t}{P_t} I_t(z) && \text{Dividiendo por } P_t \\
 \pi_t^R(z) &= \frac{p_t(z)}{P_t} Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} - \frac{W_t}{P_t} L_t(z) - \chi \frac{W_t}{P_t} I_t(z) && \text{Usando } y_t(z) = Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} \\
 \pi_t^R(z) &= Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{1-\theta} - \frac{W_t}{P_t} \frac{y_t(z)}{A_t(z)} - \chi \frac{W_t}{P_t} I_t(z) && \text{Usando } y_t(z) = A_t(z) L_t(z) \\
 \pi_t^R(z) &= Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{1-\theta} - \frac{W_t}{P_t} Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} \frac{1}{A_t(z)} - \chi \frac{W_t}{P_t} I_t(z) \\
 \pi_t^R(z) &= Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{1-\theta} - \omega L_t C_t Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} \frac{1}{A_t(z)} - \chi \omega L_t C_t I_t(z) && \text{Usando } \frac{W_t}{P_t} = \omega L_t C_t \\
 \pi_t^R(z) &= C_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{1-\theta} - \omega L_t C_t Y_t \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} \frac{1}{A_t(z)} - \chi \omega L_t C_t I_t(z) \\
 \pi_t^R(z) &= \left(\left(\frac{\frac{p_t(z)}{S_t}}{\frac{P_t}{S_t}} \right) - \omega L_t C_t \frac{1}{A_t(z)} \right) C_t \left(\frac{\frac{p_t(z)}{S_t}}{\frac{P_t}{S_t}} \right)^{-\theta} - \chi \omega L_t C_t I_t(z) \\
 \pi_t^R(z) &= \left(\left(\frac{\frac{p_t(z)}{S_t}}{C_t^{-1}} \right) - \omega L_t C_t \frac{1}{A_t(z)} \right) C_t \left(\frac{\frac{p_t(z)}{S_t}}{C_t^{-1}} \right)^{-\theta} - \chi \omega L_t C_t I_t(z) \\
 \pi_t^R(z) &= \left(C_t \left(\frac{p_t(z)}{S_t} \right) - \omega L_t C_t \frac{1}{A_t(z)} \right) C_t^{1-\theta} \left(\frac{p_t(z)}{S_t} \right)^{-\theta} - \chi \omega L_t C_t I_t(z) \\
 \pi_t^R(z) &= \left(\left(\frac{p_t(z)}{S_t} \right) - \omega L_t \frac{1}{A_t(z)} \right) C_t^{2-\theta} \left(\frac{p_t(z)}{S_t} \right)^{-\theta} - \chi \omega L_t C_t I_t(z)
 \end{aligned}$$

Luego, usando (2.3), podemos escribir el consumo agregado como:

$$C_t = e^{-(\lambda_0 + \lambda_1 \log(\frac{P_t}{S_{t-1}}))},$$

y reemplazando en la función de beneficio, tenemos:

$$\pi_t^R(z) = \left(\left(\frac{p_t(z)}{S_t} \right) - \omega L_t \frac{1}{A_t(z)} \right) e^{-(\lambda_0 + \lambda_1 \log(\frac{P_t}{S_{t-1}}))(2-\theta)} \left(\frac{p_t(z)}{S_t} \right)^{-\theta} - \chi \omega L_t e^{-(\lambda_0 + \lambda_1 \log(\frac{P_t}{S_{t-1}}))} I_t(z)$$

B.2. Consumo agregado

En esta sección, derivamos la expresión 2.1. Recordemos que existe un continuo de bienes z en el intervalo $[0, 1]$. C_t , describe el consumo agregado de la economía en t , y $c_t(z)$, es el consumo explicado por el bien z , que de ahora en adelante será escrito como c_{tz} . El problema de maximización de consumo para un nivel en particular N_t , viene dado por:

$$\begin{aligned} & \underset{c_{tz}}{\text{máx}} \left(\int_0^1 c_{tz}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \\ & \text{s/a :} \\ & \int_0^1 p_{tz} c_{tz} dz \leq N_t \end{aligned}$$

Luego, podemos escribir este problema como:

$$L = \left(\int_0^1 c_t(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \lambda_t \left(\int_0^1 p_{tz} c_{tz} dz - N_t \right)$$

Luego, derivando con respecto a c_{tz} :

$$\begin{aligned} \frac{\theta}{\theta-1} \left(\int_0^1 c_{tz}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}-1} \frac{\theta-1}{\theta} c_{tz}^{\frac{\theta-1}{\theta}-1} - \lambda_t p_{tz} &= 0 \\ \left(\int_0^1 c_{tz}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{1}{\theta-1}} c_{tz}^{-\frac{1}{\theta}} - \lambda_t p_{tz} &= 0 \\ \left[\left(\int_0^1 c_{tz}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \right]^{\frac{1}{\theta}} c_{tz}^{-\frac{1}{\theta}} - \lambda_t p_{tz} &= 0, \end{aligned}$$

usando la siguiente definición $c_t = \left[\left(\int_0^1 c_{tz}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \right]$, tenemos:

$$c_t^{\frac{1}{\theta}} c_{tz}^{-\frac{1}{\theta}} = \lambda_t p_{tz}. \quad (\text{B.1})$$

Sabemos que la ecuación (B.1), debe ser válida para todos los bienes, por tanto, se debe cumplir la siguiente relación (para los bienes z y s):

$$\left(\frac{c_{tz}}{c_{ts}} \right)^{-\frac{1}{\theta}} = \frac{p_{tz}}{p_{ts}} \quad (\text{B.2})$$

$$c_{tz} = c_{ts} \left(\frac{p_{tz}}{p_{ts}} \right)^{-\theta} \quad (\text{B.3})$$

Reemplazando en la restricción presupuestaria:

$$\int_0^1 p_{tz} c_{ts} \left(\frac{p_{tz}}{p_{ts}} \right)^{-\theta} dz = N_t$$

$$c_{ts} p_{ts}^\theta \int_0^1 p_{tz}^{1-\theta} dz = N_t$$

$$c_{ts} = \frac{N_t}{p_{ts}^\theta \int_0^1 p_{tz}^{1-\theta} dz}$$

Luego, podemos reemplazar el resultado anterior, en la ecuación de consumo agregado:

$$C_t = \left(\int_0^1 \left(\frac{N_t}{p_{tz}^\theta \int_0^1 p_{tz}^{1-\theta} dz} \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (\text{B.4})$$

$$C_t = N_t \left(\int_0^1 p_{tz}^{1-\theta} dz \right)^{\frac{1}{\theta-1}}. \quad (\text{B.5})$$

Luego, es conveniente normalizar el consumo agregado (C_t) a la unidad, para poder definir N_t como el precio que se debe pagar por consumir una unidad de dicho nivel de consumo¹ ($P_t = N_t$). Utilizando esta definición, el precio agregado queda descrito por la siguiente ecuación:

$$P_t = \left(\int_0^1 p_{tz}^{1-\theta} dz \right)^{\frac{1}{1-\theta}}.$$

Para obtener la demanda por un bien z en función del precio agregado, reemplazamos (B.3) en la restricción presupuestaria, junto con nuestra expresión de precio agregado:

$$\int_0^1 p_{tz} c_{ts} \left(\frac{p_{tz}}{p_{ts}} \right)^{-\theta} dz = N_t \quad (\text{B.6})$$

$$N_t = \int_0^1 p_{tz}^{1-\theta} dz p_{ts}^\theta c_{ts} \quad (\text{B.7})$$

$$N_t = P_t \left(\frac{p_{ts}}{P_t} \right)^\theta c_{ts} \quad (\text{B.8})$$

$$c_{tz} = \left(\frac{p_{tz}}{P_t} \right)^{-\theta} \frac{N_t}{P_t}. \quad (\text{B.9})$$

Reemplazando la última expresión en el consumo agregado,

$$C_t = \left(\int_0^1 \left(\frac{p_{tz}}{P_t} \right)^{-\theta} \frac{N_t}{P_t} \cdot \frac{\theta-1}{\theta} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

$$C_t = \frac{N_t}{P_t}$$

$$N_t = P_t C_t$$

¹Lo que evidentemente, lo convierte en el precio agregado de la economía.

Por último, reemplazamos N_t en (B.9), y llegamos a la expresión de demanda por el bien z :

$$c_{tz} = \left(\frac{p_{tz}}{P_t} \right)^{-\theta} C_t$$

Apéndice C

En las siguientes secciones, mostraremos los resultados, y los parámetros utilizados para calibrar el modelo sólo con una opción aleatoria para ajustar, eliminando la opción de pagar un costo χ , para ajustar en cada estado.

C.1. Calibración CalvoPlus para EEUU

Tabla C.1: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros fijos	
Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0028$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0065$
Parámetros calibrados	
Oportunidad para ajustar a un menor costo	$\alpha = 0,112$
Probabilidad de recibir un shock de productividad	$p_a = 1$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,721$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,2225$

Resultados:

Tabla C.2: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.11	0.11
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.092	0.10
(3) std(cambios de precio)	0.121	0.121
(4) kurtosis	4.58	3.23
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.281	0.334
(6) fracción de precios que suben	0.64	0.64
$var(Y_t)$	-	1.0019

C.2. Calibración CalvoPlus para Chile

Tabla C.3: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros fijos	
Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4,2$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0042$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0028$
Parámetros calibrados	
Oportunidad para ajustar a un menor costo	$\alpha = 0,142$
Probabilidad de recibir un shock de productividad	$p_a = 1$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,74$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,13$

Resultados:

Tabla C.4: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.14	0.14
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.075	0.087
(3) std(cambios de precio)	0.097	0.097
(4) kurtosis	3.79	3.717
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.34	0.35
(6) fracción de precios que suben	0.59	72.420
$var(Y_t)$	-	0.33119

C.3. Calibración sin shocks leptokúrticos para Chile

Tabla C.5: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros fijos	
Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4,2$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0042$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0028$
Parámetros calibrados	
Oportunidad para ajustar a un menor costo	$\alpha = 0,111$
Probabilidad de recibir un shock de productividad	$p_a = 1$
Costo de menú	$\chi_H = 0,22$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,7$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,0845$

Resultados:

Tabla C.6: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.14	0.14
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.075	0.091
(3) std(cambios de precio)	0.097	0.097
(4) kurtosis	3.79	3.06
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.34	0.34
(6) fracción de precios que suben	0.59	0.74
$var(Y_t)$	-	0.10122

C.4. Calibración sin shocks leptokúrticos para EEUU

Tabla C.7: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros fijos	
Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0028$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0065$
Parámetros calibrados	
Oportunidad para ajustar a un menor costo	$\alpha = 0,0555$
Probabilidad de recibir un shock de productividad	$p_a = 1$
Costo de menú	$\chi_L = 0,124$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,714$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,078$

Resultados:

Tabla C.8: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.11	0.11
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.092	0.11
(3) std(cambios de precio)	0.121	0.121
(4) kurtosis	4.58	2.62
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.281	0.286
(6) fracción de precios que suben	0.64	0.68
$var(Y_t)$	-	0.23968

C.5. Sin *shocks* leptokúrticos ni *CalvoPlus* para EEUU

Tabla C.9: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros fijos	
Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0042$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0028$
Parámetros calibrados	
Costo de menú	$\chi_L = 0,0515$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,70$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,065$

Resultados:

Tabla C.10: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.11	0.11
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.092	0.13
(3) std(cambios de precio)	0.121	0.121
(4) kurtosis	4.58	2.1
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.281	0.00
(6) fracción de precios que suben	0.64	0.69
$var(Y_t)$	-	0.12707

C.6. Sin *shocks* leptokúrticos ni *CalvoPlus* para Chile

Tabla C.11: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros fijos	
Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4,2$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0042$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0028$
Parámetros calibrados	
Costo de menú	$\chi_L = 0,034$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,70$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,0563$

Resultados:

Tabla C.12: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.14	0.14
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.075	0.11
(3) std(cambios de precio)	0.097	0.097
(4) kurtosis	3.79	2.8
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.34	0.00
(6) fracción de precios que suben	0.59	0.77
$var(Y_t)$	-	0.027836

C.7. Calibración alternativa EEUU

Tabla C.13: Parámetros utilizados en la calibración
Parámetros fijos

Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0028$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0065$

Parámetros calibrados

Oportunidad para ajustar a un menor costo	$\alpha = 0,025$
Probabilidad de recibir un shock de productividad	$p_a = 0,081$
Costo de menú	$\chi_L = 0,035$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,70$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,15$

Resultados:

Tabla C.14: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.11	0.106
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.092	0.10
(3) std(cambios de precio)	0.121	0.121
(4) kurtosis	4.58	4.55
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.281	0.281
(6) fracción de precios que suben	0.64	0.76
$var(Y_t)$	-	0.13193

C.8. Calibración para Chile con demanda nominal agregada de EEUU

Tabla C.15: Parámetros utilizados en la calibración

Parámetros fijos	
Factor de descuento	$\beta = 0,96^{\frac{1}{12}}$
Elasticidad de sustitución	$\theta = 4,2$
Crecimiento medio de la demanda nominal agregada	$\mu = 0,0028$
Desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB nominal	$\sigma_s = 0,0065$
Parámetros calibrados	
Oportunidad para ajustar a un menor costo	$\alpha = 0,076$
Probabilidad de recibir un shock de productividad	$p_a = 0,13$
Costo de menú	$\chi_L = 0,05$
Persistencia del shock de productividad	$\rho = 0,70$
desv. estándar del shock de productividad	$\sigma = 0,098$

Resultados:

Tabla C.16: Calibración

Estadístico	Dato	Modelo
(1) Frecuencia de cambio de precio regular	0.14	0.14
(2) Tamaño promedio de cambio de precio	0.075	0.081
(3) std(cambios de precio)	0.097	0.097
(4) kurtosis	3.79	3.72
(5) fracción de cambios pequeños de precio (1/2)	0.34	0.348
(6) fracción de precios que suben	0.59	0.75
$var(Y_t)$	-	0.2247

Apéndice D

En esta sección, describimos el método de solución computacional del modelo de costo de menú con inversión.

D.1. Método de solución computacional

Definición de grillas

Precio La grilla de precio tiene 500 puntos. La construcción de los valores máximos y mínimos de esta grilla está pensada para que a medida que aumenten los puntos aumente el espacio que cubre el precio. Esto es importante porque debemos estar seguros que la división $\frac{p_{t-1}}{S_t}$, esté contenida en (p_{min}, p_{max}) . Si no está contenida, el error numérico crecerá en la medida que crezcan los puntos que escapen de ese intervalo.

a La grilla de los *shocks* idiosincráticos de productividad tiene 21 puntos. La matriz de transición es calculada según Tauchen (1986).

$\log(\frac{P_{t-1}}{S_t})$ Esta grilla tiene 15 puntos.

$\log(\frac{P_t}{S_t})$ 7 puntos.

\bar{a} El nivel de productividad del individuo tiene 2 puntos.

1) Solución por VFI

1.1 Iniciamos una función de política x_1 .

1.2 Para todos los niveles de productividad \bar{a} , resolvemos el problema de invertir (Ecuación (4.2)), dada la conjetura de (1.1).

1.3 Luego, resolvemos el problema de no invertir (Ecuación (4.3)), dada la conjetura de (1.1).

1.4 Teniendo el valor de invertir y no invertir, calculamos (4.1), obteniendo la función de política x_2 .

1.5 Teniendo la función de política de (1.4), comparamos si esta se parece a la del punto (1.1) con la siguiente norma $\|x_1 - x_2\|$. Cuando la norma es cero, pasamos al paso (2).

2) Simulación del modelo

- 2.1 Simular la serie de demanda nominal agregada S_t , simular un panel de N procesos de productividad a_t para T periodos¹, generar $T \times N$ números aleatorios (iid) para $p(\bar{a}_i)$, ϕ , Φ .
- 2.2 Con las decisiones óptimas, simular el precio nominal de de todas las firmas. En cada periodo, calcular el precio agregado y el consumo. Con estos estadísticos, obtener $\log(\frac{P_t}{S_t})$, y luego seguir con la simulación del periodo siguiente. Repetir este proceso T veces.

3) Actualizar los coeficientes de la regresión (Krusell y Smith (1998))

- a) Regresionar $\log(\frac{P_t}{S_t}) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})$
- b) Ver si R^2 supera 99.9 %. Si es superado, entonces detenerse. Si no es así, actualizar los coeficientes, y repetir el modelo desde el paso (1) con los coeficientes actualizados.

¹Queda un panel de $N \times T$ observaciones.

Apéndice E

En esta sección, mostraremos que las firmas relativamente grandes decidieron implementar un sistema de venta online. Cavallo (2017), muestra que los precios *on-line* cambian con mayor frecuencia que los precios *off-line*, lo que podría sugerir que dicha inversión trae consigo una disminución en los costos de menú. En la Tabla (E.1), están listadas las firmas que decidieron invertir en un catálogo *on-line*.

Tabla E.1: Catálogo Digital

Empresa	Página web	Compra Online
Lider	http://web.archive.org/web/20070210040131/http://www.lider.cl/	SI
Unimarc	http://web.archive.org/web/20160404072459/http://www.unimarc.cl/	NO
Sta. Isabel	https://web.archive.org/web/20060803174000/http://santaisabel.cl/	NO

Apéndice F

En esta sección, describimos algunas ecuaciones que pertenecen al modelo presentado en el Capítulo (4).

Decisión de ajustar o no ajustar condicional a invertir

$$V_{\bar{a}_k}^{N|Invertir}(a_t, \frac{p_{t-1}}{S_t}; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) = \max_{p_t(z)} \left\{ \pi_R^{Invertir}(a_t, \frac{p_{t-1}}{S_t}; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) + E_t[D_{t,t+1}^R V(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right\}, \quad (F.1)$$

$$V_{\bar{a}_k}^{A|Invertir}(a_t; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) = \max_{p_t(z)} \left\{ -\chi_L \frac{W_t}{P_t} + \pi_R^{Invertir}(a_t, \frac{p_t}{S_t}; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) + E_t[D_{t,t+1}^R V(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right\}, \quad (F.2)$$

Decisión de ajustar o no ajustar condicional a no invertir

El valor de no ajustar viene dado por

$$V_{\bar{a}}^{N|No Invertir}(a_t, \frac{p_{t-1}}{S_t}; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) = \max_{p_t(z)} \left\{ \pi^R(a_t, \frac{p_{t-1}}{S_t}; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) + E_t[D_{t,t+1}^R V_{\bar{a}_k}(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right\},$$

y el valor de ajustar

$$V_{\bar{a}}^{A|No Invertir}(a_t; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) = \max_{p_t(z)} \left\{ -\chi_L \frac{W_t}{P_t} + \pi^R(a_t, \frac{p_t}{S_t}; \log(\frac{P_{t-1}}{S_t})) + E_t[D_{t,t+1}^R V_{\bar{a}_k}(a_{t+1}, \frac{p_t}{S_{t+1}}; \log(\frac{P_t}{S_{t+1}}))] \right\}.$$

Bibliografía

- Daron Acemoglu, Philippe Aghion, y Fabrizio Zilibotti. Distance to Frontier, Selection, and Economic Growth. *Journal of the European Economic Association*, 4(1):37–74, 2006. ISSN 1542-4774. doi: 10.1162/jeea.2006.4.1.37. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1162/jeea.2006.4.1.37>.
- Philippe Aghion y Peter Howitt. A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica*, 60(2):323–351, 1992. ISSN 0012-9682. doi: 10.2307/2951599. URL <https://www.jstor.org/stable/2951599>.
- Fernando Alvarez, Hervé Le Bihan, y Francesco Lippi. The Real Effects of Monetary Shocks in Sticky Price Models: A Sufficient Statistic Approach. *American Economic Review*, 106(10):2817–2851, October 2016. ISSN 0002-8282. doi: 10.1257/aer.20140500. URL <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20140500>.
- Diego Anzoategui, Diego Comin, Mark Gertler, y Joseba Martinez. Endogenous Technology Adoption and R&D as Sources of Business Cycle Persistence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(3):67–110, July 2019. ISSN 1945-7707. doi: 10.1257/mac.20170269. URL <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/mac.20170269>.
- Robert J. Barro. A Theory of Monopolistic Price Adjustment. *The Review of Economic Studies*, 39(1):17–26, 1972. ISSN 0034-6527. doi: 10.2307/2296440. URL <https://www.jstor.org/stable/2296440>.
- Robert J. Barro y Xavier Sala-i Martin. Technological Diffusion, Convergence, and Growth. *Journal of Economic Growth*, 2(1):1–26, March 1997. ISSN 1573-7020. doi: 10.1023/A:1009746629269. URL <https://doi.org/10.1023/A:1009746629269>.
- Emek Basker. Raising the Barcode Scanner: Technology and Productivity in the Retail Sector. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(3):1–27, 2012. ISSN 1945-7782. URL <https://www.jstor.org/stable/23269728>.
- Mark Bils y Pete Klenow. Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, 112(5):947–985, 2004. URL https://econpapers.repec.org/article/ucpjpolec/v_3a112_3ay_3a2004_3ai_3a5_3ap_3a947-985.htm.
- Héctor Felipe Bravo y Carlos José García. Una Revisión de la Transmisión Monetaria y el Pass-Through en Chile. Technical Report 149, Central Bank of Chile, April 2002. URL <https://ideas.repec.org/p/chb/bcchwp/149.html>.

- Ricardo J. Caballero y Eduardo M. R. A. Engel. Price stickiness in Ss models: New interpretations of old results. *Journal of Monetary Economics*, 54(Supplement 1):100–121, 2007. URL <https://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v54y2007isup1p100-121.html>.
- Guillermo A. Calvo. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3):383–398, September 1983. ISSN 0304-3932. doi: 10.1016/0304-3932(83)90060-0. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304393283900600>.
- Alberto Cavallo. Are Online and Offline Prices Similar? Evidence from Large Multi-channel Retailers. *American Economic Review*, 107(1):283–303, January 2017. ISSN 0002-8282. doi: 10.1257/aer.20160542. URL <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20160542>.
- Alberto Cavallo. Scraped Data and Sticky Prices. *The Review of Economics and Statistics*, 100(1):105–119, March 2018. ISSN 0034-6535, 1530-9142. doi: 10.1162/REST_a_00652. URL https://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/REST_a_00652.
- Wouter J. Den Haan. Assessing the accuracy of the aggregate law of motion in models with heterogeneous agents. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(1):79–99, January 2010. ISSN 0165-1889. doi: 10.1016/j.jedc.2008.12.009. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165188909001353>.
- Mark Doms, Ron Jarmin, y Shawn Klimek. Information technology investment and firm performance in US retail trade. *Economics of Innovation and New Technology*, 13(7):595–613, 2004. URL <https://ideas.repec.org/a/taf/ecinnt/v13y2004i7p595-613.html>.
- Mark Gertler y John Leahy. A Phillips Curve with an Ss Foundation. *Journal of Political Economy*, 116(3):533–572, June 2008. ISSN 0022-3808. doi: 10.1086/589522. URL <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/589522>.
- Mikhail Golosov y Robert E. Lucas Jr. Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy*, 115(2):171–199, 2007. ISSN 0022-3808. doi: 10.1086/512625. URL <https://www.jstor.org/stable/10.1086/512625>.
- Mikhail Golosov y Robert E. Lucas Jr. Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy*, 115(2):171–199, 2007. ISSN 0022-3808. doi: 10.1086/512625. URL <https://www.jstor.org/stable/10.1086/512625>.
- Yuriy Gorodnichenko y Oleksandr Talavera. Price Setting in Online Markets: Basic Facts, International Comparisons, and Cross-Border Integration. *American Economic Review*, 107(1):249–282, January 2017. ISSN 0002-8282. doi: 10.1257/aer.20141127. URL <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20141127>.
- Dhruv Grewal, Kusum L. Ailawadi, Dinesh Gauri, Kevin Hall, Praveen Kopalle, y Jane R. Robertson. Innovations in Retail Pricing and Promotions. *Journal of Retailing*, 87:S43–S52, July 2011. ISSN 0022-4359. doi: 10.1016/j.jretai.2011.04.008. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022435911000376>.

- Gee Hee Hong, Matthew Klepacz, Ernesto Pasten, y Raphael Schoenle. The Real Effects of Monetary Shocks: Evidence from Micro Pricing Moments. 2020. URL https://docs.google.com/viewer?a=v&pid=sites&srcid=ZGVmYXVsdGRvbWVpbnxtYXR0aGV3a2xlcGFjenxneDo0ZmUzMmE00DA2YzNhYzYz&urp=gmail_link.
- Patrick J. Kehoe y Virgiliu Midrigan. Temporary price changes and the real effects of monetary policy. Technical Report 661, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2008. URL <https://ideas.repec.org/p/fip/fedmwp/661.html>.
- Peter J. Klenow y Oleksiy Kryvtsov. State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does it Matter for Recent U.S. Inflation? *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3):863–904, August 2008. ISSN 0033-5533. doi: 10.1162/qjec.2008.123.3.863. URL <https://academic.oup.com/qje/article/123/3/863/1928187>.
- Michael D. König, Jan Lorenz, y Fabrizio Zilibotti. Innovation vs. imitation and the evolution of productivity distributions. *Theoretical Economics*, 11(3):1053–1102, 2016. ISSN 1555-7561. doi: 10.3982/TE1437. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.3982/TE1437>.
- Per Krusell y Jr. Smith, Anthony A. Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy. *Journal of Political Economy*, 106(5):867–896, 1998. ISSN 0022-3808. doi: 10.1086/250034. URL <https://www.jstor.org/stable/10.1086/250034>.
- Virgiliu Midrigan. Menu Costs, Multiproduct Firms, and Aggregate Fluctuations. *Job Market Paper*, 2006. URL <http://doi.wiley.com/10.3982/ECTA6735>.
- Virgiliu Midrigan. Menu Costs, Multiproduct Firms, and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 79(4):1139–1180, July 2011. ISSN 1468-0262. doi: 10.3982/ECTA6735. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.3982/ECTA6735>.
- Patrick Moran y Albert Queraltó. Innovation, productivity, and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 93:24–41, January 2018. ISSN 0304-3932. doi: 10.1016/j.jmoneco.2017.10.006. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393217301216>.
- Emi Nakamura y Jón Steinsson. Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(4):1415–1464, 2008. URL <https://ideas.repec.org/a/oup/qjecon/v123y2008i4p1415-1464..html>.
- Emi Nakamura y Jón Steinsson. Monetary Non-Neutrality in a Multi-Sector Menu Cost Model. *The Quarterly Journal of Economics*, 125:961–1013, August 2010. doi: 10.1162/qjec.2010.125.3.961.
- Javier Amilkar Rivera Catalán. *Poder de negociación y características de las firmas*. PhD thesis, Universidad de Chile, 2015.
- Paul M. Romer. Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5): S71–S102, 1990. ISSN 0022-3808. URL <https://www.jstor.org/stable/2937632>.

Francisca Sara. Micro-prices and aggregate stickiness: evidence for Chile. May 2016. URL <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/138665>.

Andrea Stella. The Magnitude of Menu Costs: A Structural Estimation. Technical Report 436, Society for Economic Dynamics, 2014. URL <https://ideas.repec.org/p/red/sed014/436.html>.

George Tauchen. Finite state markov-chain approximations to univariate and vector autoregressions. *Economics Letters*, 20(2):177–181, January 1986. ISSN 0165-1765. doi: 10.1016/0165-1765(86)90168-0. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165176586901680>.

John B. Taylor. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 88(1):1–23, 1980. ISSN 0022-3808. URL <https://www.jstor.org/stable/1830957>.

Rodrigo Tranamil y Markus Kirchner. Calvo Wages Vs. Search Frictions: a Horse Race in a DSGE Model of a Small Open Economy - Calvo Wages Vs. Search Frictions: a Horse Race in a DSGE Model of a Small Open Economy. 2016. URL <http://www.bcentral.cl/en/-/calvo-wages-vs-search-frictions-a-horse-race-in-a-dsge-model-of-a-small-open-econo-1>.

Joseph Vavra. Inflation Dynamics and Time-Varying Volatility: New Evidence and an Ss Interpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1):215–258, February 2014. ISSN 0033-5533. doi: 10.1093/qje/qjt027. URL <https://academic.oup.com/qje/article/129/1/215/1897034>.