



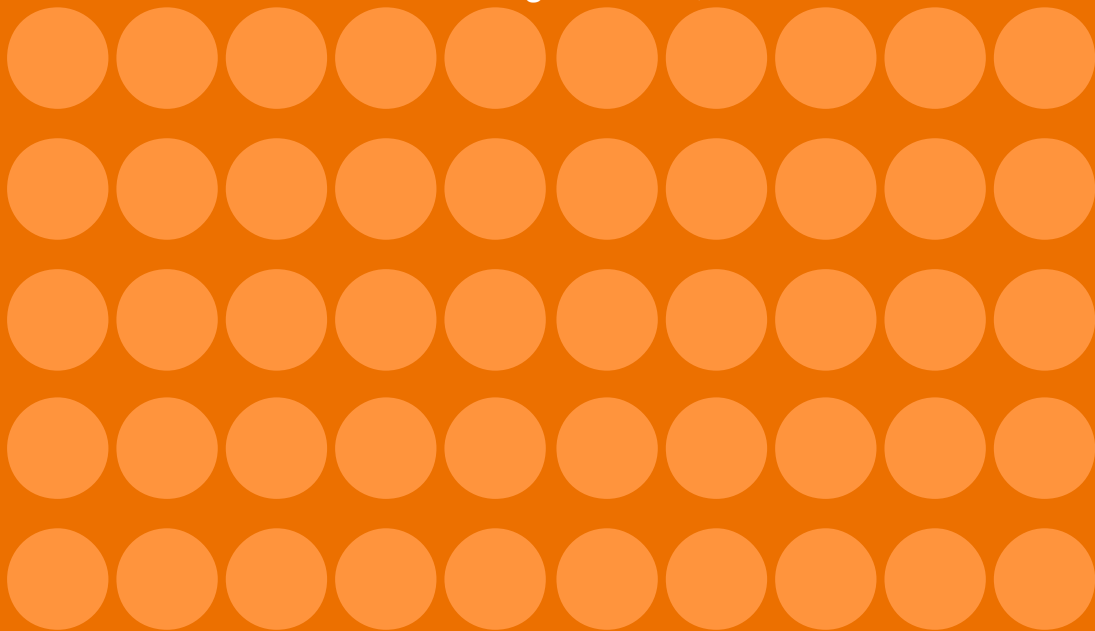
**CENTRO DE  
ESTUDIOS  
MONETARIOS  
LATINOAMERICANOS**  
Asociación Regional de Bancos Centrales

## **ESTUDIOS**

# **Efectos de la política monetaria sobre las empresas en Brasil: análisis empírico del canal del balance general**

Fernando N. de Oliveira

Premio de Banca Central Rodrigo Gómez, 2009







**EFFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA  
SOBRE LAS EMPRESAS EN BRASIL:  
ANÁLISIS EMPÍRICO DEL CANAL  
DEL BALANCE GENERAL**



Fernando N. de Oliveira

*Efectos de la política monetaria  
sobre las empresas en Brasil:  
análisis empírico del canal  
del balance general*

PREMIO DE BANCA CENTRAL RODRIGO GÓMEZ, 2009

Primera edición, 2011

© Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, 2011  
Durango n<sup>o</sup> 54, México, D. F., 06700  
Derechos reservados conforme a la ley  
ISBN 978-607-7734-21-5

Impreso y hecho en México  
*Printed and made in Mexico*

## Presentación

En septiembre de 1970 los gobernadores de los bancos centrales latinoamericanos, con el fin de honrar la memoria de Don Rodrigo Gómez, Director General del Banco de México, establecieron un premio anual para estimular la elaboración de estudios que sean de interés para los bancos centrales de la región. El CEMLA se complace en publicar el trabajo *Efectos de la política monetaria sobre las empresas en Brasil: análisis empírico del canal del balance general*, de Fernando N. de Oliveira, que obtuvo el Premio Rodrigo Gómez 2009.

El presente trabajo investiga el mecanismo de transmisión de la política monetaria en Brasil. Se trata de un análisis empírico de los efectos de la política monetaria en el comportamiento de las empresas en Brasil. Se construye una base de datos original conformada con estados financieros de 291 empresas públicas y 4,797 empresas privadas. Se utiliza la teoría del balance general para investigar como responden las empresas a las contracciones monetarias. Los resultados indican que las empresas pequeñas son más sensibles a las contracciones monetarias que las grandes empresas.

Al editar en español e inglés esta investigación, el CEMLA espera que su difusión represente una contribución para los estudiosos del tema y para aquellos que formulan la política monetaria.



Fernando N. de Oliveira es funcionario del Departamento de Estudios e Investigaciones, del Banco Central de Brasil, en la sede de Río de Janeiro. El autor agradece a Eduardo Klumb (IBMEC/RJ) y Marco Antônio Costa (IBMEC/RJ) por su ayuda en la investigación. Un agradecimiento especial a Eduardo Klumb por haber conseguido la base de datos SERASA con información confidencial del balance general de empresas brasileñas privadas. Las opiniones expresadas en el artículo corresponden al autor y no reflejan opiniones del Banco Central de Brasil.

# 1. Introducción



A estas alturas es un hecho bien establecido para las economías de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE)<sup>1</sup> que los mecanismos monetarios tradicionales de política monetaria no son capaces de explicar por completo las reacciones de los agentes privados a los choques monetarios. Las imperfecciones del mercado de crédito relacionadas con asimetrías de información completa entre las instituciones financieras y los hogares juegan un papel creciente en lo que se refiere a la propagación de la política monetaria en estas economías.

Contrario a lo que se conoce en las economías desarrolladas, se conoce muy poco de los mecanismos monetarios no tradicionales que operan en los mercados emergentes. Dichas economías tienen mercados de capital y de crédito mucho menos desarrollados que los de los países de la OCDE; por lo que se podría sospechar que las imperfecciones del mercado desempeñan un papel aún mayor en la amplificación de los choques monetarios en estas economías. Las contracciones monetarias, en particular, deberían crear más costos de agencia entre los agentes bancarios y privados. En el agregado, esto conduciría a una fase descendente mucho más grave en la economía, comparada con una caída si sólo los mecanismos tradicionales estuvieran presentes.

Este estudio llena una brecha en la literatura en cuanto al mecanismo de transmisión de la política monetaria relacionada con imperfecciones del mercado de capitales mediante el análisis empírico del impacto de choques monetarios en un mercado emergente como Brasil. Se toman en cuenta las asimetrías de información entre instituciones y empresas financieras. Así mismo, se emplean teorías del canal de crédito de la política monetaria, específicamente la teoría del balance general para estudiar el impacto de las contracciones monetarias en empresas brasileñas desde la puesta en marcha del Plan Real en julio de 1994.

<sup>1</sup> Ver Mishkin (1995) y Mishkin (2001a).

Brasil es un caso muy especial de un mercado emergente en el cual las asimetrías de información pueden desempeñar un papel muy importante en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Brasil cuenta con un sistema financiero muy interesante. En algunos de sus elementos, como sus medios de pago por ejemplo, el sistema financiero brasileño compite con aquellos de los países desarrollados. Sin embargo, si se considera el volumen de crédito para hogares y empresas y la profundidad de los mercados de capital, Brasil sigue estando por debajo de los países de la OCDE.<sup>2</sup>

El costo de capital en Brasil es muy alto si se le compara con estándares internacionales. El diferencial que los bancos cargan a sus préstamos, incluso para empresas que están muy bien calificadas está muy por encima de lo que se cobra a nivel mundial. Este costo alto de capital genera enormes costos de agencia entre agentes privados e instituciones financieras. Desde una perspectiva micro la consecuencia de esto es que las empresas invierten menos y que también las personas consumen menos de lo que podrían. En total, esto podría implicar un papel muy importante para las teorías del acelerador financiero<sup>3</sup> del mecanismo de transmisión monetario.

Otra peculiaridad muy importante de las empresas en Brasil es que debido a los altos costos de capital, muchas empresas buscan un banco público de desarrollo —BNDES, Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social— para el financiamiento a largo plazo. No sólo las tasas de interés son mucho más bajas sino que los plazos de vencimiento son mayores. La política monetaria sólo afecta de forma indirecta las tasas de interés a largo plazo fijadas por el BNDES en sus préstamos.<sup>4</sup>

Es posible descomponer las teorías del canal de crédito en dos teorías distintas: el banco que presta y las teorías del balance

<sup>2</sup> El crédito total para el sector privado es de alrededor del 30% del PNB mientras que en estados Unidos, por ejemplo, es más del 100% del PNB.

<sup>3</sup> Esto es el cómo la literatura define las imperfecciones del mercado de crédito en términos generales.

<sup>4</sup> Analizamos todos los estados financieros fuera del balance general de empresas en Brasil desde julio de 1994 para verificar si una empresa tenía préstamos pendientes con el BNDES durante nuestro periodo muestral. Más adelante en nuestro análisis empírico tomamos esto en consideración.

general. En el primer caso, las contracciones monetarias aumentan los problemas de selección adversa entre las empresas y los bancos, lo cual puede reducir los volúmenes de préstamos bancarios a empresas y hogares. La razón de ello es que los bancos experimentan una disminución en el volumen de depósitos en cuentas corrientes que puede llevar a una caída en el volumen de préstamos si no es posible sustituir los depósitos en cuenta corriente por otros instrumentos financieros.

El canal del balance general de la política monetaria surge porque los cambios de política afectan no sólo a las tasas de interés del mercado sino también a las posiciones financieras de los prestatarios, tanto directa como indirectamente. Una política monetaria fuerte debilita de manera directa los balances generales de los prestatarios de al menos dos maneras. Primero, el aumento de las tasas de interés directamente provoca el crecimiento de los gastos de interés y reduce el flujo neto de caja, lo que debilita la posición financiera del prestatario. Segundo, el aumento de las tasas de interés en general está asociado con la disminución de los precios de activos, lo que entre otras cosas merma el valor de la garantía del deudor. En total, estos efectos podrían llevar a un impacto sustancial en la demanda agregada

En este estudio se documentan las reacciones de empresas en Brasil con respecto a contracciones monetarias. Se consideran las contracciones monetarias porque pensamos que son mucho más relevantes que las expansiones monetarias para entender los efectos de la política monetaria sobre las empresas en Brasil. Tal y como se indica en Gertler y Bernanke (1995) parece existir mucho más evidencia de empresas que reaccionan a contracciones monetarias que a expansiones monetarias, incluso en países desarrollados.

Se utilizó una base de datos original con información de balances generales de 291 empresas públicas y de 4,797 empresas privadas. Del total de empresas privadas, 102 difunden información trimestral mientras que todas las demás sólo ofrecen información al final del año.<sup>5</sup> La información de las empresas públicas proviene de la Comissão de Valores Imobiliários

<sup>5</sup> Todas las empresas públicas dieron a conocer información trimestral del balance general.

(comisión de valores de Brasil, CVM) y la información de las empresas privadas proviene de datos confidenciales de SERASA y de la *Gazeta Mercantil*.

El esquema de clasificación se basa en diferenciar las empresas según su acceso a los mercados financieros. El total de activos se escogió como criterio para clasificar a las empresas, por su tamaño en pequeñas o grandes. Se verificó que el tamaño estuviera altamente correlacionado con otras características financieras que indicaran el grado en el cual las empresas acceden a los mercados financieros. Algunas de estas características son: deuda total a corto plazo, deuda a largo plazo, papel comercial a largo plazo, valor total de mercado de acciones preferenciales y ordinarias en el mercado en el caso de las empresas públicas.

Las reacciones de las empresas en Brasil a la política monetaria se empezaron a estudiar en el cuarto trimestre de 1994, justo después de la puesta en marcha del Plan Real. El último trimestre del periodo muestral es el cuarto trimestre del 2007. Esta selección del periodo muestral es importante porque el periodo prevaleciente de alta inflación en Brasil anterior al tercer trimestre de 1994 podría distorsionar los resultados en gran medida. Las decisiones de inversión y financiamiento en periodos de alta inflación pueden ser muy diferentes de las de los periodos de baja inflación. En periodos de alta inflación, las asimetrías de información se magnifican y la política monetaria es mucho menos efectiva por lo que no sería razonable analizar las teorías de los canales de crédito del mecanismo de transmisión monetario.

Los resultados indican que las empresas pequeñas en Brasil comparadas con las grandes reaccionan de forma diferente a las contracciones monetarias. Parece que las empresas pequeñas son más sensibles a las contracciones monetarias que las grandes empresas. Inventarios divididos entre el total de activos; deuda a largo plazo dividida entre el total de activos; e ingresos operativos netos divididos entre el total de activos que están ligados directamente con las explicaciones del balance general del mecanismo de transmisión monetario responden de modo diferente a los choques monetarios para el caso de empresas públicas pequeñas si se les compara con empresas públicas grandes. Nuestros resultados parecen ser

robustos a los análisis estructurales y no estructurales, diferentes especificaciones, diferentes muestras de empresas, diferentes periodos de tiempo y a la agregación o no de los datos de las empresas pequeñas y grandes.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se analizan los antecedentes teóricos. En la sección 3 se describen los datos que utilizamos. En la sección 4 se presentan los análisis no estructurales de los datos de las empresas con estados financieros trimestrales. En la sección 5, los análisis estructurales con datos acumulados de las empresas con estados financieros trimestrales. En la sección 6, se exponen los análisis estructurales individuales de las empresas públicas. En la sección 7, se repite el análisis individual con datos de empresas privadas que sólo tienen estados financieros al final del año. Finalmente, presentamos la conclusión en la sección 8.





## 2. Antecedentes teóricos



Bernanke y Gertler (1995) muestran que los canales del crédito no son de hecho una visión alternativa al mecanismo tradicional de transmisión de la política monetaria. Se trata de una serie de factores que amplían los mecanismos convencionales y también se trata de una serie de mecanismos que mejoran la propagación de la política monetaria, y no de un canal independiente o paralelo. Enfatizan de qué manera la información asimétrica y la costosa aplicación de contratos crean problemas de agencia en los mercados financieros.

El canal del crédito considera la existencia de una prima financiera, que es la diferencia entre el costo de fondos recaudados en el exterior (emitidos por capital o deuda) y los costos de oportunidad de fondos recaudados internamente (mediante la retención de ganancias). El tamaño de la prima financiera externa refleja imperfecciones en los mercados crediticios. La explicación de la dinámica de esta prima puede mejorar la oportunidad y la fortaleza de la política monetaria proporcionada por el mecanismo tradicional.

Los canales del crédito se basan en imperfecciones del mercado. Contrario al mecanismo de transmisión monetaria tradicional, en cierta forma las teorías del canal del crédito dependen de la asimetría informativa entre los participantes del mercado. Los canales del crédito se pueden descomponer en dos teorías distintas: el crédito bancario y las teorías del balance general.

En la teoría del crédito bancario, las contracciones monetarias aumentan los problemas de selección adversa entre empresas y bancos, lo cual puede disminuir los volúmenes de préstamos de los bancos hacia las empresas y hogares. La razón para ello es que los bancos experimentan una disminución en los depósitos de cuentas corrientes que puede llevar a una reducción en el volumen de préstamos.

De acuerdo con esta idea, los bancos juegan un papel particular en el sistema financiero puesto que son sobre todo idóneos para tratar con cierto tipo de prestatarios, específicamente las pequeñas y medianas empresas. Si se altera la

oferta de préstamos bancarios, los prestatarios que dependen de los bancos pueden verse aislados del crédito. Por lo tanto, reducir la oferta de créditos haría que sea más probable el aumento de las primas financieras externas y que se reduzca la actividad económica real.

La evidencia empírica del canal del crédito bancario no es muy convincente. Mishkin (1996) explica que, actualmente, los bancos comerciales pueden emitir una variedad de instrumentos financieros que pueden servir como sustitutos de las cuentas corrientes. Al hacer esto, pueden relajar las restricciones que, de otra forma, serían impuestas por una contracción monetaria, como por ejemplo, la pérdida de cuentas corrientes.

Kashyap, Stein y Wilcox (1993) brindan un interesante enfoque para probar el canal del crédito. Los autores establecen un modelo sencillo que explica que se deben satisfacer dos condiciones necesarias si es que la política monetaria debe impactar la demanda agregada en parte por medio de un canal del crédito diferente. La primera condición es que los préstamos y los papeles comerciales deben de ser sustitutos imperfectos en los pasivos corporativos.

Por el contrario, con respecto a las teorías del canal del crédito, las teorías acerca de la transmisión de la política monetaria por medio del canal del balance general se enfocan en el balance general de los prestatarios (hogares o empresas) y no en los detalles institucionales de las instituciones financieras. En la explicación del balance general, los cambios de política monetaria afectan la situación financiera de los prestatarios, tanto directa como indirectamente. Una política monetaria contractiva debilita directamente los balances generales de los prestatarios al menos de dos maneras. Primero, el subir las tasas de interés aumentan directamente los gastos por los intereses, se reducen los flujos de caja netos y se debilita la posición financiera del prestatario. Segundo, el aumento de las tasas de interés está generalmente asociado con la reducción de los precios de los activos, lo cual –entre otras cosas– disminuye el valor de la garantía del prestatario.

Para las empresas existe también un efecto indirecto relacionado con el deterioro de los gastos de los consumidores en sus productos. Los ingresos de la empresa disminuirán

mientras que sus costos varios fijos o casi fijos no se ajustan en el corto plazo. Por ende, la brecha financiera deteriora con el tiempo el patrimonio y la capacidad crediticia.

Un menor patrimonio neto quiere decir que los acreedores tienen en efecto menos garantías por sus préstamos, y por ende las pérdidas por selección adversa son mayores. Una disminución del patrimonio neto que aumenta el problema de selección adversa, lleva por ende a una reducción de préstamos para financiar el gasto de inversión financiera.

Un menor patrimonio de las empresas comerciales también aumenta el problema de riesgo moral, porque significa que los propietarios tienen una menor participación en el capital de sus empresas, lo que les da más incentivos para involucrarse en proyectos de inversión riesgosa. Dado que tomar proyectos de inversión más riesgosa hace más probable que no se pague a los acreedores, una reducción del patrimonio neto de las empresas comerciales conlleva a una reducción de los préstamos y por lo tanto del gasto de inversión.<sup>6</sup>

A diferencia de la teoría del préstamo bancario, la teoría del canal del balance general empíricamente tiene mucho más éxito al explicar las reacciones de las empresas a la política monetaria, tal y como se plantea en Gertler y Gilchrist (1994).<sup>7</sup> Gertler y Gilchrist estudian los efectos de un endurecimiento de la política monetaria para empresas de manufactura pequeñas y grandes. Ellos hallaron que el efecto del recorte del flujo de caja en el comportamiento económico depende mucho de la capacidad de las empresas para suavizar la caída de los flujos de caja mediante la adquisición de préstamos. Gertler y Gilchrist indican que en el caso de las empresas, el canal del balance general puede ser mucho más relevante para las empresas que son relativamente pequeñas que para las grandes. La clasificación de empresas pequeñas y grandes para ellos está relacionada con su capacidad de tener acceso a los mercados financieros.

Las empresas grandes pueden ser, al menos temporalmente, capaces de mantener sus niveles de producción y empleo

<sup>6</sup> Caballero *et al.* (2001) y Caballero *et al.* (2003) son enfoques teóricos de la teoría de balance general desde la perspectiva de las empresas.

<sup>7</sup> Ver también Krugman (1998) y Krugman (1999).

ante costos de interés mayores y reducción de ingresos por medio de otras fuentes de crédito a corto plazo como papeles comerciales. No obstante, las empresas pequeñas, que tienen acceso más limitado a los mercados de crédito a corto plazo, tienden a perder inventarios mediante la reducción de las horas de trabajo y la producción.<sup>8</sup>

La literatura sobre la relevancia empírica del canal de balance general en países desarrollados ya está bien establecida, Mishkin (1996). No obstante, en esta literatura se conoce muy poco acerca de las economías de los mercados emergentes. Mishkin (2001b) enfatiza que estas economías experimentan muchas más imperfecciones de mercado en sus mercados financieros que los países desarrollados. Sus mercados financieros tienen un desarrollo mucho menor, y en particular, cuando se trata de sus mercados de capital. Por lo tanto, se puede inferir que la teoría del balance general de transmisión monetaria puede ser incluso más relevante en las economías de mercados emergentes que en las economías desarrolladas.

La perspectiva crediticia como un todo es interesante e importante por varias razones. Primero, si la perspectiva crediticia es correcta, significa que la política monetaria puede afectar la economía real sin mucha variación en las tasas de interés de mercado abierto. Segundo, la perspectiva puede explicar la forma en que la contracción monetaria influye en el comportamiento de inversión e inventarios. Finalmente, la perspectiva crediticia también implica que el impacto de la política monetaria en la actividad económica no siempre es igual. Asimismo, es susceptible al estado de balance general de las empresas y a la salud del sector bancario.

En la siguiente sección comenzaremos por describir los datos que usaremos más adelante en nuestro análisis económico.

<sup>8</sup> Caballero *et al.* (2001) y Caballero *et al.* (2003) son enfoques teóricos de la teoría de balance general desde la perspectiva de las empresas.

### 3. Datos





Dividimos nuestra descripción de los datos en dos partes. En la primera, mostramos cómo clasificamos a las empresas con respecto a su acceso a los mercados financieros. Tomamos el tamaño, medido por el total de activos, como nuestro criterio de clasificación de acuerdo con Gertler y Gilchrist (1994). Observamos que el tamaño está altamente correlacionado con otras variables financieras que indican la capacidad de las empresas para tener acceso a los mercados financieros. Las empresas se clasificaron en pequeñas y grandes. Demostraremos que nuestras empresas pequeñas tienen relativamente menos acceso a los mercados financieros que las empresas grandes. Una vez seleccionadas las empresas, procedemos a explicar cómo identificamos los choques de contracción monetaria. Para ello, utilizamos la tasa SELIC como nuestra principal medida de contracciones monetarias y el índice de Boshen-Mills (1995) como nuestra segunda medida alterna.

### **3.1. Clasificación de empresas en grandes o pequeñas**

Tenemos dos distintas bases de datos de empresas. En ambas excluimos las empresas financieras. Nuestros principales análisis empíricos fueron hechos con una base de datos conformada por 291 empresas públicas y 102 privadas con estados financieros trimestrales. Nuestro periodo muestral para esta base de datos se extiende desde el cuarto trimestre de 1994 al cuarto trimestre del 2007.<sup>9</sup> Además, para el análisis de robustez empleamos una base de datos de empresas privadas con estados financieros al final del año. En esta base existen 4,797 empresas privadas. La información relativa a empresas privadas es confidencial y proviene de la Gazeta Mercantil y de SERASA (buró de crédito brasileño). En este caso nuestro periodo de muestra va de 1997 al 2007.

Nuestro interés por dividir las empresas en grandes y

<sup>9</sup> Economatica y Comissão de Valores Mobiliários (CVM), suministraron la información.

pequeñas es que, tal y como se señala en Gertler y Gilchrist (1994), al hacerlo así podemos inferir el nivel de acceso de las corporaciones a los mercados financieros. En teoría, las empresas pequeñas dependerán mucho más de los préstamos bancarios que las grandes. Estas últimas emitirán mucho más papel comercial o deuda a corto y largo plazo y tendrán mucho mayor acceso a los mercados de capital, emitiendo más acciones preferenciales y ordinarios.

Más adelante, en nuestro análisis empírico estudiaremos la reacción de tres variables a contracciones monetarias. Las variables son: inventarios entre activos; ingresos operativos netos entre activos; y, deuda a largo plazo entre activos. Según enfatizan Gertler y Gilchrist (1994) estas variables son algunas de las más importantes para identificar el canal de balance general. Estamos asumiendo que el tamaño de las empresas, que es el criterio que utilizamos para seleccionar nuestra muestra, es independiente de estas variables. Tal suposición garantiza que la muestra seleccionada no está sesgada.

Las empresas cuyo logaritmo de activos totales es menor o igual al percentil 30 de la distribución de activos totales al menos en un trimestre o año se consideraron como posibles candidatos para ser clasificadas como empresas pequeñas. De forma similar, consideramos como posible candidata para ser empresa grande a aquella cuyo logaritmo de activos totales es mayor o igual al percentil 70 en al menos un año. Para escoger a las empresas pequeñas se consideraron a aquellas que parecieron pequeñas al menos durante un trimestre. Al hacerlo así se obtuvieron 65 empresas pequeñas y 54 grandes.

En cada trimestre o año analizó la asimetría de la distribución de empresas pequeñas y grandes. Podríamos tener problemas en la selección de nuestra muestra si la distribución de pequeñas empresas estuviera sesgada a la derecha o si la distribución de las grandes empresas lo estuviera a la izquierda. Esto podría indicar que el corte entre empresas grandes y pequeñas no resultó bien. El promedio de asimetría trimestral (considerando todos los periodos) que observamos en las empresas pequeñas fue de 0.80 y en las grandes fue de 1.5. En el caso de la información al final del año, la asimetría (considerando todos los periodos) fue de 0.84 para las empresas pequeñas y de 1.3 para las grandes. Estos resultados indican

que el esquema de clasificación no está mal en tanto el corte tenga que ver con el tamaño.

El panel A del cuadro 1 presenta a las empresas públicas y privadas pequeñas y grandes con información trimestral, separadas por el sector de la economía al cual pertenecen. Tal y como uno podría imaginar, las empresas grandes provienen principalmente del sector de concesionarios (25%), seguidas por el sector de alimentos y bebidas (12%); mientras que las empresas pequeñas provienen sobre todo del sector de alimentos y bebidas (9.8%), seguido por el sector de servicios (8.8%).

El panel B del cuadro 1 presenta los valores promedio de algunas características financieras de pequeñas y grandes empresas para toda la muestra en relación con sus activos. Tal y como se puede verificar fácilmente, las empresas grandes tienen en promedio mayores deudas a corto y largo plazo que las empresas pequeñas. Las empresas grandes emiten además mucho más papeles comerciales de largo plazo, acciones preferenciales y ordinarias que las empresas pequeñas. Finalmente, el 51% de las empresas grandes (34 empresas) tienen mucho más préstamos pendientes con el BNDES en comparación con sólo el 21% de las empresas pequeñas (21 empresas).

El panel C del cuadro 1 presenta algunas pruebas para el promedio de estas características, con respecto a los estados financieros de los últimos trimestres de los años 1999, 2002 y 2005. Como se puede ver todos los valores  $p$  de las diferencias de la media característica entre empresas pequeñas y grandes están cerca de cero. Por lo tanto, parece que las empresas pequeñas de nuestra muestra difieren de las grandes en lo que concierne al acceso al mercado financiero. Tienen mucho menos acceso a los mercados financieros.

El panel D del cuadro 1 muestra las empresas privadas pequeñas y grandes con información al final del año, separadas por el sector de la economía al cual pertenecen. Se tienen 4,797 empresas no financieras en la base de datos con información del balance general de todos los años desde 1997 hasta el 2007. Hay 77 empresas grandes y 102 pequeñas. De las empresas grandes, el 23% provienen del sector de alimentos y bebidas, y el 11% del sector minero. En el caso de empresas privadas pequeñas, el 36% son del sector de servicios, mientras que el 9% son del sector de alimentos y bebidas.

**CUADRO 1. EMPRESAS PEQUEÑAS Y GRANDES CON DATOS TRIMESTRALES: CARACTERÍSTICAS FINANCIERAS**

**Panel A. Empresas pequeñas y grandes con información trimestral por sector de la economía**

<i>Industrias</i>	<i>Grandes</i>			<i>Pequeñas</i>			<i>Total</i>
	<i>N</i>	<i>Log(activos)</i>	<i>Ingresos operativos netos/activos</i>	<i>N</i>	<i>Log(activos)</i>	<i>Ingresos operativos netos/activos</i>	
Petróleo y químicos	2	17.35	0.63	0	15.32	0.43	15
Alimentos y bebidas	8	13.22	0.47	10	11.21	0.55	24
Metalurgia minera	4	12.32	0.45	8	10.43	0.62	26
Equipo eléctrico/electrónico	1	11.25	0.33	8	9.10	0.31	32
Transporte	3	10.22	0.18	6	8.41	0.44	20
Servicios públicos	17	12.12	0.41	6	10.11	0.56	46
Textiles	0	11.24	0.23	8	9.12	0.62	29
Servicios	2	11.43	0.46	9	8.34	0.44	35
Otros	29	10.22	0.52	49	9.23	0.21	166
<i>Total</i>	<i>66</i>			<i>102</i>			<i>393</i>

**Panel B. Características financieras de empresas con información trimestral**

<i>Características financieras</i>	<i>Empresas grandes (A)</i>				<i>Empresas pequeñas (B)</i>			
	<i>N</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>N</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desviación estándar</i>
Log(activos)	66	16.21	11.5	3.15	102	12.18	9.48	3.67
Ingresos operativos/activos	66	0.63	0.96	0.75	102	0.21	0.14	0.45
Gastos financieros/activos	66	0.13	0.11	0.21	102	0.07	0.08	0.21
Activos fijos/activos	66	0.63	0.42	0.31	102	0.54	0.18	0.65
Deuda a corto plazo/activos	66	0.65	0.61	0.86	102	0.54	0.18	0.65
Deuda a largo plazo/activos	66	0.18	0.05	0.12	102	0.09	0.15	0.23
Préstamos BNDES	34 (51%)				21 (21%)			

**Panel C. Pruebas para el promedio de las características financieras de empresas pequeñas y grandes con información trimestral**

	<i>Pruebas para el promedio</i>		
	<i>4T1994</i>	<i>1T2000</i>	<i>3T2007</i>
Ln(activos)	4.51 (0.000)	4.76 (0.000)	5.42 (0.000)
Ln(inventarios)	2.65 (0.000)	3.36 (0.000)	2.95 (0.000)
Ln(ingresos operativos netos)	3.34 (0.000)	3.88 (0.000)	4.42 (0.000)
Ln(deuda a corto plazo)	3.24 (0.000)	3.96 (0.000)	4.65 (0.000)
Ln(papel comercial a largo plazo)	1.53 (0.02)	1.86 (0.06)	1.58 (0.04)

**Panel D. Empresas privadas pequeñas y grandes con información al final del año y sectores de la economía**

<i>Industrias</i>	<i>Grandes</i>			<i>Pequeñas</i>			<i>Total (2002)</i>
	<i>N</i>	<i>Log(activos)</i>	<i>Ingresos operativos netos/activos</i>	<i>N</i>	<i>Log(activos)</i>	<i>Ingresos operativos netos/activos</i>	
Petróleo y químicos	8	12.16	0.62	3	9.23	0.57	115
Alimentos y bebidas	18	9.22	0.42	9	10.43	0.35	139
Metalurgia minera	9	11.23	0.21	4	10.21	0.26	129
Equipo eléctrico/electrónico	6	10.15	0.52	5	11.12	0.15	34
Transporte	8	9.22	0.59	6	8.73	0.21	101
Servicios públicos	12	8.33	0.48	3	7.25	0.46	42
Textiles	11	8.24	0.13	8	9.24	0.75	145
Servicios	4	19.51	0.21	36	11.34	0.61	104
Otros	18	13.20	0.37	28	7.02	0.355	3,988
<i>Total</i>	<i>77</i>			<i>102</i>			<i>4,797</i>

**Panel E. Características financieras de las empresas privadas con información al final del año**

<i>Característica financieras</i>	<i>Empresas grandes (A)</i>				<i>Empresas pequeñas (B)</i>			
	<i>N</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>N</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desviación estándar</i>
Log(activos)	77	11.79	10.0	3.42	102	8.10	8.50	4.96

Ingresos operativos/activos	77	0.53	0.91	2.50	102	0.21	0.46	0.46
Gastos financieros/activos	77	0.11	0.03	1.18	102	0.18	0.13	0.28
Activos fijos/activos	77	0.56	0.25	0.35	102	0.37	0.33	0.56
Deuda a corto plazo/activos	77	0.31	0.42	0.66	102	0.41	0.12	0.35
Deuda a corto plazo en USD/activos	77	0.15	0.21	0.31	102	0.21	0.34	0.25
Papel comercial a largo plazo/activos)	77	0.12	0.06	0.21	102	0.18	0.21	0.19

**Panel F. Pruebas para el promedio de las características financieras de empresas privadas pequeñas y grandes con estados financieros al final del año**

	<i>Pruebas para el promedio</i>		
	<i>1997</i>	<i>2002</i>	<i>2004</i>
Ln(activos)	3.125 (0.000)	6.01 (0.000)	2.166 (0.000)
Ln(inventarios)	1.312 (0.000)	1.897 (0.000)	2.369 (0.000)
Ln(ingresos operativos netos)	2.412 (0.000)	3.502 (0.000)	4.472 (0.000)
Ln(deuda a corto plazo)	3.087 (0.000)	4.455 (0.000)	4.213 (0.000)
Ln(papel comercial a largo plazo)	2.35 (0.05)	1.15 (0.06)	1.57 (0.09)

NOTAS: Nuestra muestra se compone de 291 empresas públicas no financieras y 4.797 empresas privadas. De las empresas privadas, 102 dan a conocer información trimestral así como información anual mientras que todas las demás solamente información anual. La información de las empresas públicas proviene de la CVM, y la información de las empresas privadas proviene de información confidencial de SERASA y la Gazeta Mercantil. Recabamos estados financieros de estas empresas del cuarto trimestre de 1994 al cuarto trimestre del 2007. Clasificamos a una empresa como grande cuando el logaritmo de su total de activos está por encima del percentil 70 durante al menos un trimestre o año de nuestro periodo muestral; y a una empresa como pequeña cuando el logaritmo de su total de activos está por debajo del percentil 30 durante al menos un trimestre o año de nuestro periodo de muestra. El panel A muestra las empresas pequeñas y grandes con información trimestral, separadas según sectores de la economía. El panel B muestra algunas características financieras de empresas pequeñas y grandes con estados financieros trimestrales. El panel C muestra los resultados de las pruebas de las características financieras promedio de las empresas pequeñas y grandes con estados financieros trimestrales. El panel D muestra las empresas privadas pequeñas y grandes con información anual, separada por sectores de la economía. El panel E muestra algunas características financieras de las empresas pequeñas y privadas con estados financieros anuales. El panel F muestra los resultados de las pruebas las características financieras promedio de las empresas privadas pequeñas y grandes con estados financieros anuales.

Finalmente, los paneles E y F del cuadro 1 incluyen la lista de las características financieras de empresas privadas pequeñas y grandes con información del balance general anual así como pruebas para el promedio. Las empresas privadas grandes tienen en promedio mayores deudas a largo y corto plazo que las empresas privadas pequeñas y emiten más papel comercial. Por lo tanto, parece que las empresas privadas pequeñas de la muestra difieren de las empresas grandes en lo que concierne al acceso al mercado financiero. Parecen tener menos acceso a los mercados financieros.

### **3.2. Medidas de contracciones monetarias**

Una vez clasificadas las empresas en pequeñas y grandes, se explica la definición de contracción monetaria utilizada. Un prerrequisito de todas nuestras pruebas es un buen indicador de política monetaria. No obstante, tal y como señalan Bernanke y Mihov (1998) no existe consenso en la literatura en lo que respecta al mejor indicador de posición monetaria. Se decidió emplear dos medidas para indicar contracciones monetarias: la tasa SELIC y el índice de Boshen-Mills (1995).<sup>10</sup>

Bernanke y Blinder (1993) son partidarios de que la tasa de interés fijada por el banco central para las operaciones de mercado abierto es un buen indicador de política monetaria excepto en los periodos cuando el interés es muy volátil, lo cual no fue el caso de Brasil durante nuestro periodo de muestra (que se extiende desde el cuarto trimestre de 1999 hasta el cuarto trimestre del 2007).

Nosotros utilizamos las series trimestrales de la tasa SELIC efectiva. La tasa SELIC es una tasa de interés nominal que el Banco Central de Brasil fija como su meta en operaciones de mercado abierto. Estas series se consideraron más relevantes que la tasa SELIC real para caracterizar las contracciones

<sup>10</sup> Bernanke y Mihov (1998) proponen otra forma de identificar los choques monetarios, en particular las contracciones monetarias. Ellos construyeron un modelo VAR flexible que anida VAR anteriores con base en suposiciones más específicas de la política monetaria del FED como tasa meta de fondos y meta de reservas no prestadas. La metodología es útil para calcular choques monetarios de alta frecuencia o como indicador de la posición global de política monetaria.



monetarias, porque la última depende de las expectativas de inflación. Dado que fue recientemente que las expectativas de inflación de los agentes privados se hicieron públicas, si se utilizase esta serie, se dificultaría la capacidad de realizar pruebas empíricas.

Entonces, una contracción monetaria se define mediante el análisis de la primera diferencia de la SELIC. Una contracción monetaria ocurre en el trimestre en el cual se observa que el módulo de la primera diferencia de la SELIC es mayor que el promedio de la serie más una desviación estándar. El panel A del cuadro 2 presenta estadísticas descriptivas de la serie de la primera diferencia de la tasa SELIC en varias submuestras.

Con este criterio, observamos cuatro contracciones monetarias. Estas ocurren en los trimestres siguientes: segundo trimestre de 1995, cuarto trimestre de 1997, cuarto trimestre de 1998 y segundo trimestre de 1999.

Nuestra segunda metodología para identificar contracciones monetarias está relacionada con el índice de Boshen-Mills (1995). Boshen y Mills leen los documentos del Comité para las Operaciones de Mercado Abierto de la Reserva Federal (FOMC) y clasifican las contracciones monetarias en cinco categorías: muy expansiva, moderadamente expansiva, neutra, moderadamente contractiva y muy contractiva. La clasificación se basa en los pesos relativos que percibieron puso la FED en el *trade off* a corto plazo entre la inflación y el desempleo.

Para construir el índice de Boshen-Mills (1995) para Brasil leímos todos los documentos del Comité de Política Monetaria (COPOM) y otros documentos oficiales relacionados con la decisión de tasa de interés y cada documento de política monetaria clasificado en una de las cinco categorías anteriormente mencionadas. El panel B del cuadro 2 detalla los resultados de nuestra clasificación. Identificamos cinco reuniones del COPOM que se pueden categorizar como muy contractivas. Tales reuniones se llevaron a cabo en el segundo trimestre de 1995, cuarto trimestre de 1997, cuarto trimestre de 1998, segundo trimestre de 1999 y cuarto trimestre del 2002. Con el criterio SELIC se identificaron cuatro de estas (segundo trimestre de 1995, cuarto trimestre de 1997, cuarto

**CUADRO 2. CONTRACCIONES MONETARIAS**

	<i>Primera fase del Plan Real</i>	<i>Segunda fase del Plan Real</i>	<i>Tercera fase del Plan Real</i>	<i>Muestra completa</i>	<i>Choques</i>
	<i>1994/4 a 1998/3</i>	<i>1998/4 to 2002/4</i>	<i>2002/5 a 2007/4</i>	<i>1994/4 a 2005/4</i>	<i>1995/2 1997/4 1998/4</i>
<b>Panel A. Tasa SELIC nominal</b>					
Promedio de la primera diferencia	-0.018	-0.0019	-0.003	-0.008	0.14
Desviaciones estándar de la primera diferencia SELIC	0.082	0.046	-0.0024	0.057	0.017
Mediana de la primera diferencia	-0.018	-0.0021	0.0009	-0.0031	0.15
<b>Panel B. Tasa SELIC real <i>ex post</i></b>					
Promedio de la primera diferencia	0.013	-0.0082	0.0138	0.035	0.18
Desviaciones estándar de la primera diferencia SELIC					
Mediana de la primera diferencia	0.086	0.051	0.0098	0.047	0.08
Promedio de la primera diferencia	-0.00067	-0.0056	0.0027	-0.0019	0.14
<b>Panel C. Boshen-Mills (1995)</b>					
	<i>Primera fase del Plan Real</i>	<i>Segunda fase del Plan Real</i>	<i>Tercera fase del Plan Real</i>		
	<i>1994/4 a 1998/3</i>	<i>1998/4 a 2002/4</i>	<i>2003/1 a 2007/4</i>		
Muy expansiva	3	0	0		
Moderadamente expansiva	2	5	12		
Neutral	1	16	13		
Moderadamente contractiva	1	13	23		
Muy contractiva	2	1	1		
	1995/2, 1997/4 y 1998/4	1999/2	2002/4		

NOTAS: Para definir una contracción monetaria utilizamos dos métodos: la tasa SELIC y el índice de Bosch-Mills (1995). El panel A presenta los trimestres de contracciones monetarias definidas por la tasa SELIC. Con este método identificamos un trimestre de contracción monetaria cuando la primera diferencia de la tasa SELIC es mayor que el promedio de la primera diferencia de la tasa SELIC más una desviación estándar. El panel B presenta el método de Boshen-Mills (1995). El método consiste en la lectura de todos los documentos del COPOM y la clasificación de la política monetaria en cinco categorías: muy expansiva, moderadamente expansiva, neutral, moderadamente contractiva y muy contractiva.

trimestre de 1998 y segundo trimestre de 1999). La categoría neutra es la que presenta más observaciones, con quince más.

Luego de describir la muestra de empresas pequeñas y grandes y las contracciones monetarias, procedemos con el análisis empírico. Para iniciar, se analizaron las empresas con información trimestral; que fueron divididas en sus diferentes partes. En primer lugar, se trató de entender cómo reaccionan ante la política monetaria las empresas pequeñas y las grandes mediante el análisis de cierta evidencia de las series de tiempo de las tasas de crecimiento de: inventarios, deuda a corto plazo e ingresos operativos netos; en los trimestres de contracción monetaria. En segundo lugar, hicimos algunos análisis no estructurales de la reacción de las empresas pequeñas contra las grandes que consideraron sistemas de ecuaciones e impulso-respuestas relacionados con un VAR. En tercer lugar, se realizaron dos tipos de análisis estructurales: un análisis de series de tiempo con datos acumulados o nuestra muestra de empresas grandes y pequeñas; y un análisis individual mediante la realización de un panel dinámico no equilibrado con efectos aleatorios de empresas grandes y pequeñas.

## 4. Análisis empírico no estructural de las empresas públicas



#### **4.1. Evidencia de series de tiempo**

En este artículo se estudian las reacciones a las contracciones monetarias de tres variables: inventarios divididos entre el total de activos, ingresos operativos netos divididos entre el total de activos y deuda de largo plazo dividida entre el total de activos. Los inventarios son de interés en parte porque son importantes para las fluctuaciones comerciales y en parte porque proporcionan alguna ayuda para identificar la influencia de factores financieros.

Para construir cada una de las tres series de empresas pequeñas y grandes con estados financieros trimestrales se tomó un promedio de cada serie en cada trimestre desde el cuarto trimestre de 1994 hasta el cuarto trimestre del 2007.

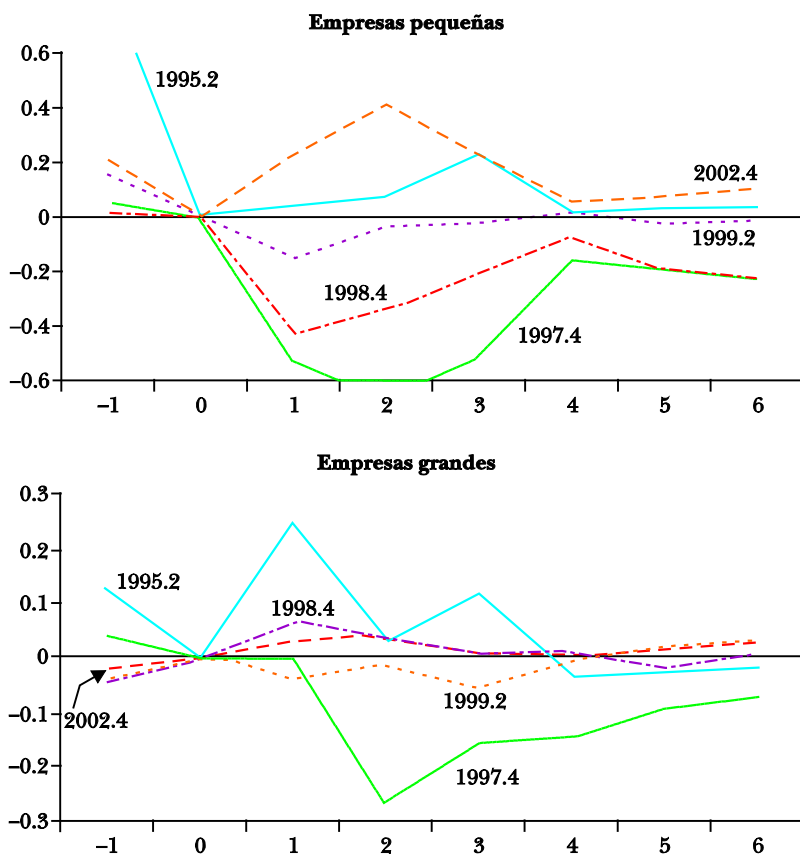
Las gráficas I, II y III muestran para cada tipo de empresa, pequeña o grande, las tasas de crecimiento no acumulado de cada una de las tres series anteriores con ajustes por estacionalidad alrededor de las contracciones monetarias.

En las gráficas se incluyeron cuatro trimestres de contracciones: segundo trimestre de 1995, cuarto trimestre de 1997, cuarto trimestre de 1998 y segundo trimestre de 1999 (tres de los cuales están relacionados con el criterio SELIC). Se incluyó otro trimestre de contracción monetaria definido por el índice Boshen-Mills (1995): el tercer trimestre del 2002. Una simple inspección visual muestra que las tasas de crecimiento de inventarios, ingresos operativos netos y deuda a corto plazo de las empresas públicas pequeñas muestran mucho más volatilidad que las series correspondientes a empresas públicas grandes.

La gráfica I muestra que por lo general las empresas pequeñas inmediatamente después de una contracción tienden a acumular inventarios a un ritmo mayor, pero que dos o tres trimestres después del choque experimentan una reducción en la tasa de crecimiento de los inventarios. En el caso de empresas grandes, el patrón de respuesta a contracciones monetarias difiere según el trimestre en que ocurre la contracción

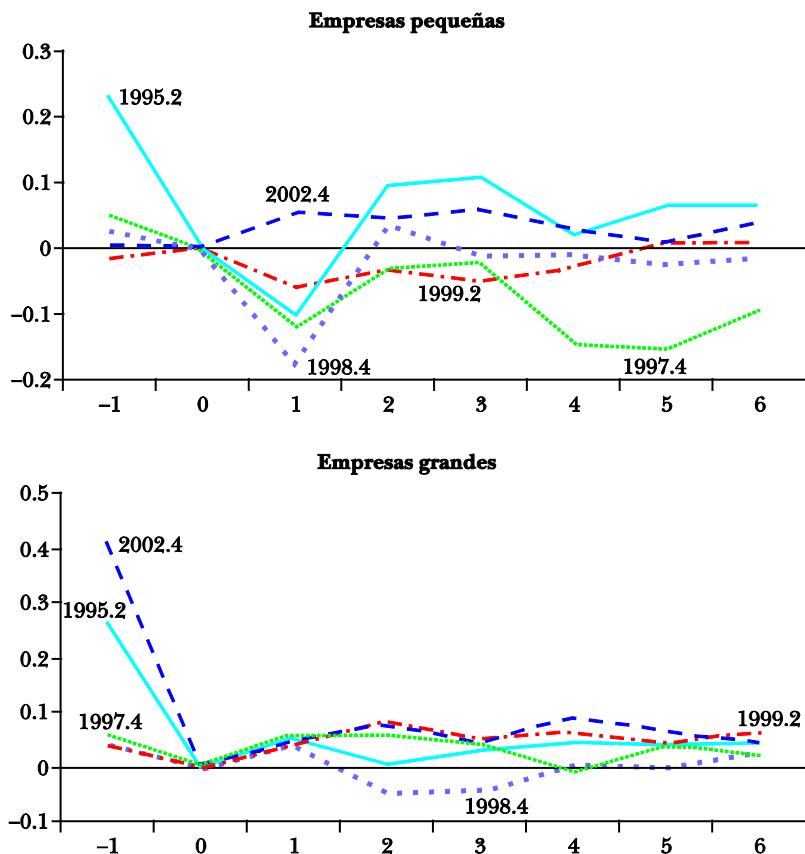
monetaria. En las contracciones monetarias de la segunda fase del Plan Real, que empezaron en enero de 1999, las empresas grandes no experimentaron la disminución reducción de las tasas de crecimiento de inventarios. Sucede lo contrario en la primera fase del Plan Real, cuando se observó una reducción de hasta el 60% en la tasa de crecimiento de los inventarios. Parece que las grandes empresas públicas tienen más capacidad para ajustar la dinámica de sus inventarios que las empresas privadas.

**GRÁFICA I. TASAS DE CRECIMIENTO DE INVENTARIOS A ACTIVOS CERCA DE CONTRACCIONES MONETARIAS (PROMEDIOS NO ACUMULADOS), 1995-2002**



En el caso de los ingresos operativos netos, la gráfica II deja claro que las empresas pequeñas y las grandes responden de forma muy diferente. Las primeras, luego de casi todas las

**GRÁFICA II. TASAS DE CRECIMIENTO DE INGRESOS OPERATIVOS NETOS A ACTIVOS CERCA DE CONTRACCIONES MONETARIAS (PROMEDIOS NO ACUMULADOS), 1995-2002**

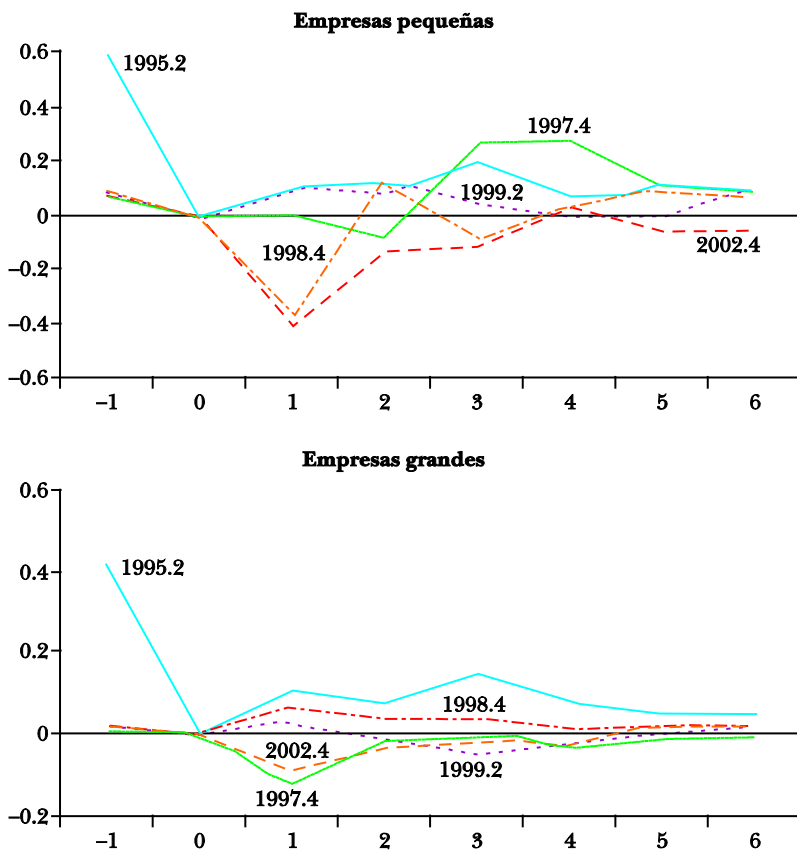


contracciones monetarias experimentaron un descenso en la tasa de crecimiento de los ingresos operativos. En algunos casos las tasas de crecimiento disminuyeron hasta un 20%. Por el contrario, los ingresos operativos netos de las empresas grandes son mucho menos sensibles a contracciones monetarias. Difícilmente disminuyen y, por el contrario, en la mayoría de las contracciones monetarias aumentaron luego de una de estas.

En el caso de la deuda a largo plazo también se observaron diferencias en las respuestas de los dos tipos de empresa. Las empresas grandes parecen responder, tanto por una reducción de la tasa de crecimiento ante contracciones monetarias



**GRÁFICA III. TASAS DE CRECIMIENTO DE DEUDA DE LARGO PLAZO A ACTIVOS CERCA DE CONTRACCIONES MONETARIAS (PROMEDIOS NO ACUMULADOS), 1995-2002**



–como en el cuarto trimestre del 2002 y el cuarto trimestre de 1998–, como por un aumento de la tasa de crecimiento después de otros choques. En cuanto a las empresas pequeñas la serie de deuda a corto plazo es menos volátil. En todas las contracciones monetarias, luego de algunos trimestres las empresas grandes logran aumentar la tasa de crecimiento de la deuda a largo plazo, cosa que las empresas pequeñas no son capaces de hacer.

Una vez hecho un análisis descriptivo del comportamiento de las tasas de crecimiento de inventarios, la deuda a corto plazo y los ingresos operativos netos de las empresas pequeñas y grandes alrededor de contracciones monetarias, en la

siguiente sección se analiza alguna evidencia más formal. Empezaremos por hacer un análisis no estructural que utiliza sistemas de ecuaciones y un VAR para ver de qué forma reaccionan estas series a contracciones monetarias.

#### **4.2. Sistemas de ecuaciones**

Se empieza con un enfoque de sistema de ecuaciones. Cada ecuación modela la dinámica de inventarios divididos entre el total de activos, la deuda a largo plazo dividida entre el total de activos y los ingresos operativos netos divididos entre el total de activos.<sup>11</sup> Se estimaron dos sistemas. En el primero, los únicos rezagos de regresores de la variable dependiente son de la variable ficticia que indica contracciones monetarias, y en el caso de los inventarios y la deuda de largo plazo se incluyó un rezago del ingreso operativo neto. Este será en adelante el Sistema 1. El segundo sistema usa los mismos regresores que el Sistema 1 y además incluye algunos rezagos de variables macroeconómicas, tales como la tasa de crecimiento del PIB, la tasa de inflación y la tasa SELIC. Este será en adelante el Sistema 2.

Como regresores se seleccionaron cuatro rezagos de la variable dependiente y ocho rezagos de las variables ficticias de contracción monetaria para el Sistema 1. En el caso de inventarios y deuda de largo plazo también se utilizaron como regresores cuatro rezagos de los ingresos operativos netos. Los criterios de Akaike y Schwarz se utilizaron para identificar el número de rezagos de todos los regresores.

Se buscaron evidencias empíricas acerca de que las variables dependientes se ven afectadas por las contracciones monetarias de forma diferente dependiendo de si son empresas pequeñas o grandes. En el caso de pequeñas empresas, la hipótesis nula es que la suma de los coeficientes de las variables ficticias de contracciones monetarias es negativa. Sin embargo, esperamos rechazar esta hipótesis en el caso de empresas grandes.

<sup>11</sup> La deuda de corto plazo corresponde a la suma de la deuda nacional y la deuda externa neta, ambas de corto plazo. Esta última resulta de restar las posiciones abiertas de corto plazo en *swaps* de divisas de la deuda externa de corto plazo.

Todos los sistemas se estimaron con mínimos cuadrados ponderados para corregir la heterocedasticidad y autocorrelación.

El cuadro 3 indica que las empresas pequeñas y las grandes reaccionan de forma diferente ante la contracción monetaria. En lo que se refiere a los sistemas 1 y 2 podemos ver que la suma de los coeficientes de las variables ficticias que indican contracciones monetarias es negativa y significativa para inventarios a activos, deuda a largo plazo a activos e ingresos operativos netos a activos de las pequeñas empresas. Por el contrario, la suma de las contracciones monetarias es siempre positiva y en la mayoría de los casos no es significativa para el caso de las grandes empresas.

En cuanto a los ingresos operativos netos para empresas pequeñas y el Sistema 1, la suma de los coeficientes de contracción monetaria es  $-0.56$  (valor  $p$ , 0.04); en el caso de inventarios a activos la suma de los coeficientes es  $-0.08$  (valor  $p$ , 0.05); y finalmente en el caso de deuda a largo plazo a activos el coeficiente es  $-0.18$  (valor  $p$ , 0.08). Para empresas pequeñas y el Sistema 2, en el caso de los ingresos operativos netos la suma de coeficientes de contracción monetaria es  $-0.42$  (valor  $p$ , 0.03); en el caso de inventarios a activos la suma de los coeficientes es  $-0.43$  (valor  $p$ , 0.02); y finalmente en el caso de deuda a largo plazo a activos la suma de los coeficientes es  $-0.81$  (valor de  $p$ , 0.05).

En lo que respecta a ingresos operativos netos para empresas grandes y el Sistema 1, la suma de los coeficientes de contracción monetaria es  $0.12$  (valor  $p$ , 0.61); en el caso de inventarios a activos la suma de los coeficientes es  $1.64$  (valor  $p$ , 0.12); y finalmente en el caso de deuda a largo plazo a activos el coeficiente es  $-0.73$  (valor de  $p$ , 0.35). En cuanto a empresas públicas grandes y el Sistema 2, en el caso de ingresos operativos netos, la suma de los coeficientes de contracción monetaria es  $-0.15$  (valor  $p$ , 0.44); en el caso de inventarios a activos la suma de los coeficientes es  $1.64$  (valor  $p$ , 0.12); y finalmente en el caso de la deuda a largo plazo a activos el coeficiente es  $-0.73$  (valor  $p$ , 0.35).

Asimismo, estimamos otras especificaciones, reduciendo el número de rezagos de política monetaria y otros regresores, y cambiando los regresores de varias de las especificaciones.

**CUADRO 3.** EFECTOS DE CONTRACCIONES MONETARIAS: SISTEMA DE ECUACIONES CON MÍNIMOS CUADRADOS GENERALIZADOS

<i>Sistema</i>	<i>Variable dependiente</i>	<i>Suma de coeficientes</i>	
		<i>Pequeñas</i>	<i>Grandes</i>
Sistema 1	Ingresos operativos netos a activos	-0.56 (0.04) (0.61)	0.12 (0.61) (0.04)
	Inventarios a activos	-0.08 (0.05) (0.04)	1.64 (0.12) (0.15)
	Deuda a largo plazo a activos	-0.18 (0.08) (0.05)	-0.73 (0.35) (0.07)
	R <sup>2</sup>	0.73	0.41
	Durbin-Watson	2.11	1.96
	Ingresos operativos netos a activos	-0.42 (0.03) (0.01)	-0.15 (0.44) (0.73)
Sistema 2 (variables macroeconómicas)	Inventarios a activos	-0.43 (0.04) (0.02)	0.61 (0.08) (0.32)
	Deuda a largo plazo a activos	-0.81 (0.05) (0.03)	0.62 (0.41) (0.51)
	R <sup>2</sup>	0.21	0.79
	Durbin-Watson	1.82	1.94
Muestra		1994T4 a 2005T4	1994T4 a 2005T4

NOTAS: Nuestro periodo de muestra se extiende desde el cuarto trimestre de 1994 hasta el cuatro trimestre del 2005. Nuestra muestra se compone de 291 empresas públicas no financieras y 102 empresas privadas que dan a conocer información trimestral del balance general. La información de las empresas públicas proviene de la CVM, y la información de las empresas privadas proviene de información confidencial de SERASA y la Gazeta Mercantil. Se estimaron dos tipos de sistemas. En uno de ellos tenemos como regresores solamente rezagos de la variable dependiente, rezagos de una variable ficticia que indican una contracción monetaria y en el caso de inventarios divididos entre el total de activos y deuda a largo plazo dividida entre el total de activos incluimos un rezago de ingresos operativos netos. A partir de ahora nos referimos a este como el Sistema 1. En el segundo tipo de sistema empleamos los mismos regresores del Sistema 1 e incluimos cuatro rezagos de variables macroeconómicas, tales como la tasa de crecimiento del PIB, la tasa de inflación y la tasa SELIC. Desde ahora llamaremos a este como el Sistema 2. Los valores *p* están entre paréntesis. El primer paréntesis debajo del número es el valor *p* de la prueba de Wald de la suma del coeficiente de contracciones monetarias. El segundo paréntesis debajo del número es el valor *p* de la prueba de Wald para el significado conjunto de los coeficientes de contracciones monetarias. Utilizamos los mínimos cuadrados generalizados.

Por consideraciones de espacio, los resultados no se incluyen aquí; aunque en general, estos mismos confirman lo que acabamos de presentar.

Luego se analiza la evidencia de la sensibilidad a contracciones monetarias de las empresas públicas grandes y pequeñas, mediante el examen de las funciones impulso-respuesta de los inventarios, la deuda a largo plazo y los ingresos operativos netos en un VAR.

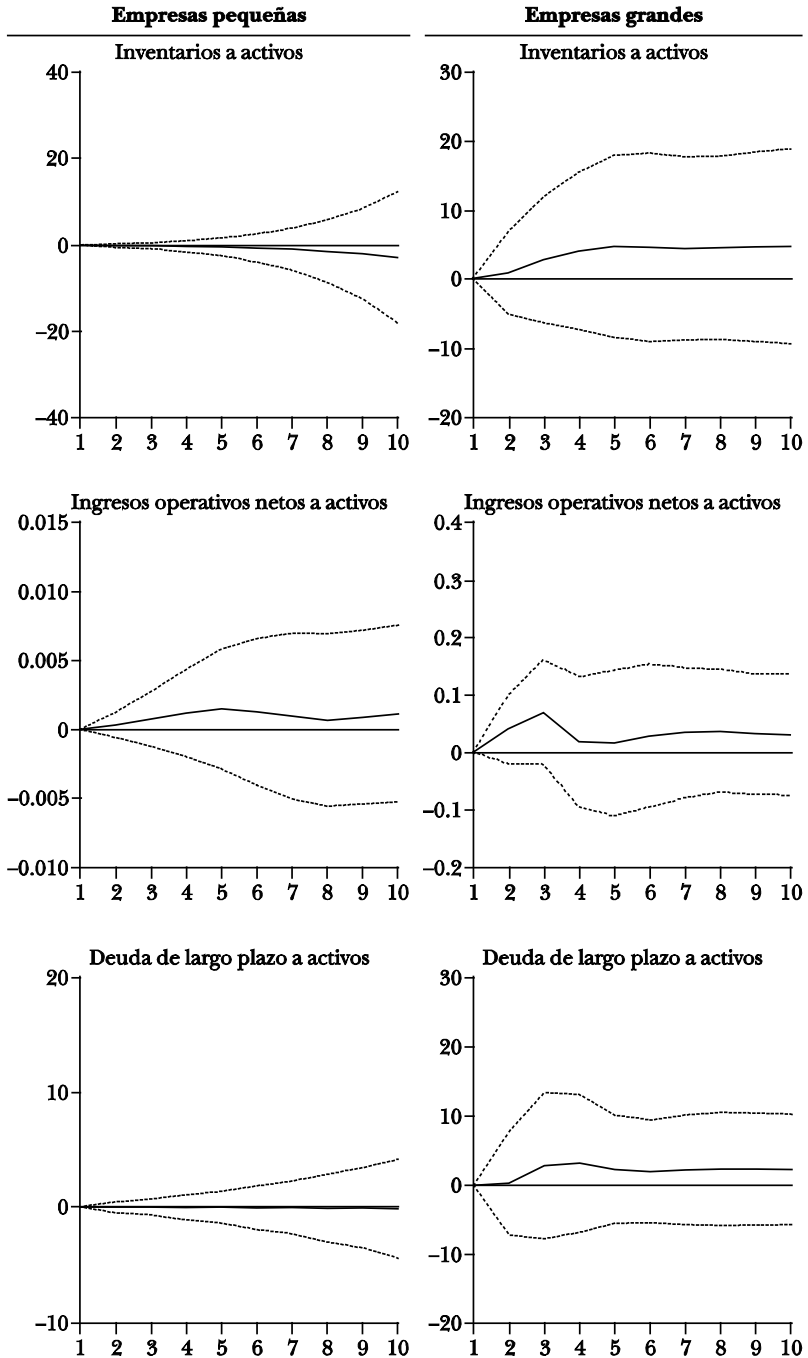
### **4.3. Análisis VAR**

Se construyó un VAR de dos variables. Cada VAR tiene como una de sus variables los inventarios divididos entre el total de activos, la deuda de largo plazo dividida entre el total de activos o los ingresos operativos netos divididos entre el total de activos, y como la otra variable la primera diferencia de la tasa SELIC. Los criterios de Akaike y Schwarz se utilizaron para definir el número de rezagos del VAR y se consideró la primera diferencia de la tasa SELIC como la variable más exógena.

La función acumulada de impulso-respuesta se analiza a continuación. Tal y como lo presenta la gráfica IV las respuestas acumuladas de los inventarios a activos de empresas públicas pequeñas y grandes son diferentes. La respuesta acumulada para empresas públicas pequeñas es negativa después de tres periodos aunque no es estadísticamente significativa y la respuesta acumulada de las empresas públicas grandes luego de tres trimestres es positiva aunque tampoco es estadísticamente significativa. Luego de diez periodos, ambas tasas acumuladas son positivas y no significativas.

El mismo ejercicio se repitió reemplazando los inventarios divididos entre el total de activos por la deuda de largo plazo entre el total de activos y por los ingresos operativos netos divididos entre el total de activos. Luego de tres periodos, la respuesta acumulada de deuda de largo plazo dividida entre el total de activos es negativa aunque no significativa para las empresas pequeñas, y positiva y no significativa para empresas grandes. Luego de diez periodos, las respuestas acumuladas son positivas para empresas grandes, y negativas para empresas pequeñas aunque, una vez más, en ambos casos no son estadísticamente significativas.

**GRÁFICA IV. IMPULSO-RESPUESTAS ACUMULADAS A LAS CONTRACCIONES MONETARIA: VAR CON DOS VARIABLES**



En el caso de los ingresos operativos netos divididos entre el total de activos, las respuestas acumuladas son negativas para las series de empresas públicas pequeñas, y positivas para las empresas públicas grandes luego de dos periodos. Después de diez periodos ambas respuestas acumuladas son positivas. En todos los casos, las respuestas no son estadísticamente significativas.

Los resultados con el VAR no confirman las evidencias presentadas con el enfoque de sistemas de ecuaciones en relación con las respuestas de empresas pequeñas y grandes en el caso de contracciones monetarias. La gran mayoría de respuestas acumuladas no son significativas. Sin embargo, las direcciones generales de las respuestas parecen estar en línea con los resultados obtenidos por medio de los sistemas de ecuaciones.

Hasta aquí las evidencias nos son concluyentes para poder afirmar que las empresas pequeñas y grandes con información trimestral reaccionan de forma diferente a las contracciones monetarias. Para comprender mejor si esto es realmente lo que sucede, se necesita efectuar un análisis más estructural que tome en cuenta agregados específicos o características individuales de las empresas pequeñas y grandes respectivamente. En la siguiente sección se realiza tal análisis empezando con datos agregados de empresas pequeñas y grandes.

5. Análisis estructural con datos  
agregados de empresas  
con información  
trimestral





Para realizar un análisis estructural con datos agregados primero se necesitan hacer dos cosas. Antes que nada, se necesita definir una variable de control en nuestras regresiones que capture los efectos del balance general de las contracciones monetarias. También se requiere especificar la dinámica de los inventarios al total de activos, de la deuda de corto plazo al total de activos y los ingresos operativos netos al total de activos.<sup>12</sup>

Para capturar los efectos del balance general se utiliza una variable sustituta tal como lo hacen Gertler y Gilchrist (1994).<sup>13</sup> A esta variable se le llama variable de balance general (BG, de aquí en adelante) y se define como el coeficiente entre ingresos operativos netos y gastos financieros. El numerador capta los efectos de contracciones monetarias relacionadas con el lado de los activos de los balances generales de las corporaciones mientras que el denominador capta los efectos relacionados con el lado de los pasivos.

Asimismo, necesitamos modelar la dinámica de los inventarios divididos entre el total de activos, la deuda de largo plazo dividida entre el total de activos y los ingresos operativos netos divididos entre el total de activos. Para inventarios a activos se utilizó el modelo de la ecuación (1).

$$(1) S_t = a_0 + \alpha_1(S_{t-1}) + \alpha_2(BG_{t-1}) + \alpha_3(BG_{t-2}) + \alpha_4(BG_{t-3}) + \alpha_5(BG_{t-4}) + \alpha_7(R_{t-1}) + \varepsilon_t.$$

Para modelar el cociente entre deuda de largo plazo (llamado *Deuda* en la regresión) y el total de activos se utiliza desde ahora un AR(1) en la especificación y se incluyen rezagos de la variable balance general y un rezago de la tasa de crecimiento de ingresos operativos netos divididos entre el total de activos, de acuerdo con Géczy, Minton y Schrand (1997). La justificación para incluir el coeficiente proporcional entre

<sup>12</sup> Se empleó la misma dinámica para empresas pequeñas y grandes.

<sup>13</sup> Los autores usan el flujo de caja en el numerador en lugar de los ingresos operativos netos. En este estudio no se pudo hacer esto porque la información de flujos de caja aún no es pública en Brasil.

ingresos operativos netos y total de activos en esta dinámica es que muestra la capacidad de la empresa para suministrar garantías, lo cual aumenta la capacidad de las empresas para emitir deuda. Además se incluyeron cuatro rezagos de la variable balance general.<sup>14</sup>

$$(2) \quad Deuda = b_0 + b_1 Deuda_{t-1} + b_2 Deuda_{t-2} + b_2 (BG_{t-1}) \\ + b_3 (BG_{t-2}) + b_4 (BG_{t-3}) + b_5 (BG_{t-4}) + \varepsilon_t.$$

En lo que respecta a ingresos operativos netos divididos entre el total de activos se siguió a Bathke *et al.* (1984) y se modeló como un proceso AR(2) con la inclusión de cuatro rezagos de la variable balance general.

$$(3) \quad R_t = c + \alpha_1 (R_{t-1}) + \alpha_2 (R_{t-2}) + \alpha_3 (BG_{t-1}) + \alpha_4 (BG_{t-2}) + \alpha_5 (BG_{t-3}) + \alpha_6 (BG_{t-4}) + \varepsilon_t.$$

Para las empresas pequeñas se tienen dos hipótesis nulas. Una es que, al menos un coeficiente de la variable del balance general es positivo. La otra es que la suma de coeficientes del balance general es positiva. La hipótesis nula para las empresas grandes es que ningún coeficiente de la variable balance general es significativo o que la suma de tales coeficientes es negativa. Es importante indicar que la variable del balance general capta no solo cambios en el balance de empresas debido a la política monetaria sino también cambios que son independientes de esta, tales como los que están relacionados con las operaciones normales de las empresas.

Los paneles A, B y C del cuadro 4 muestran los resultados de nuestras regresiones de mínimos cuadrados para el caso de pequeñas y grandes empresas con información trimestral. En estos paneles mostramos los resultados considerando varias especificaciones. Como se esperaba *a priori*, cuando el rezagador del balance general es significativo para las especificaciones de empresas pequeñas, es positivo y significativo en algunos rezagos (o solamente en un rezago), o la suma de coeficientes de la variable balance general es siempre positiva cuando es significativa. Por el contrario, la variable del balance general no es positiva en ninguna de las regresiones de empresas públicas grandes.<sup>15</sup>

<sup>14</sup> La deuda es deuda de largo plazo dividida entre el total de activos.

<sup>15</sup> Se realizaron todas las pruebas de diagnóstico necesarias. En el cuadro

La dinámica de inventarios divididos entre el total de activos se estimó en todos los paneles del cuadro 4. También, se probó la significancia general de la regresión. Asimismo, se realizaron pruebas de heterocedasticidad con la prueba de White y de autocorrelación con la prueba de Breush-Godfrey. En presencia de heterocedasticidad se corrigió mediante el uso de Newey-West. En presencia de autocorrección, se incluyeron más rezagos de la variable dependiente.

En el panel A, se probaron dos especificaciones para empresas pequeñas y grandes: en una no se incluyó el ingreso operativo neto dividido entre el total de activos como regresor, (1) en el caso de empresas pequeñas y (3) en el caso de empresas grandes; y en la otra especificación se incluyó este término, (2) para empresas pequeñas y (4) para empresas grandes. Para la especificación (1) vemos que el rezago uno del regresor del balance general es positivo 0.30 (valor  $p$ , 0.04), y la suma de coeficientes del balance general es positiva pero no significativa 0.70 (valor  $p$ , 0.12). Para la especificación (2) el rezago 1 del coeficiente de balance general es positivo y significativo 0.22 (valor  $p$ , 0.04), y la suma de coeficientes del balance general es positiva y no significativa 1.07 (valor  $p$ , 0.08). En el caso de empresas grandes, las especificaciones (3) y (4) muestran que todos los coeficientes de balance general son negativos y no significativos, al igual que la suma de los coeficientes del balance general,  $-4.21$  (valor  $p$ , 0.52) en el caso de la especificación (3); y  $-2.23$  (valor  $p$ , 0.28) en el caso de la especificación (4).

En el panel B, se probaron dos especificaciones para empresas pequeñas y grandes relacionadas con deuda a largo plazo: en una no se incluyó el ingreso operativo neto dividido entre el total de activos como regresor (5) en el caso de empresas pequeñas y (7) en el caso de empresas grandes; y en la otra especificación se incluyó este término, (4) para empresas pequeñas y (6) para empresas grandes. Para la especificación (5) se observó que tanto el rezago uno y como el rezago tres del regresor del balance general son positivos, 0.51 para el rezago uno (valor  $p$ , 0.04), y 0.50 para el rezago tres (valor  $p$ , 0.08) respectivamente. Para la especificación (6) el rezago

---

4 se informa la prueba de autocorrelación LM, la prueba de normalidad de los residuos, así como las pruebas de heterocedasticidad.

tres del coeficiente del balance general es positivo y significativo, 1.06 (valor  $p$ , 0.08), y la suma de coeficientes del balance general es positiva y no significativa 2.20 (valor  $p$ , 0.18). En el caso de empresas grandes ni los coeficientes del balance general ni sus sumas son significativos en ninguna especificación.

En el panel C, probamos dos especificaciones para empresas pequeñas y grandes relacionadas con ingresos operativos netos: en una no incluyó el ingreso operativo neto dividido entre el total de activos como regresor, (9) en el caso de empresas pequeñas y (11) en el caso de empresas grandes; y en la otra especificación sí se incluyó este término, (10) para empresas pequeñas y (12) para empresas grandes. En el caso de empresas grandes, ni los coeficientes del balance general ni su suma son significativos en ninguna de las especificaciones. En el caso de empresas pequeñas, el rezago dos de la variable del balance general en la ecuación (9) es positivo y significativo, y la suma de coeficientes del balance general también es positiva (1.22) y significativa (valor  $p$ , 0.01). En el caso de la ecuación (10) el coeficiente de rezago dos de la variable del balance general es positivo y significativo 0.51 (valor  $p$ , 0.01) y la suma de los coeficientes es positiva y significativa 2.00 (valor  $p$ , 0.24).

Se realizaron varias pruebas de robustez. El periodo de muestra cambió. Se interactuó con la variable ficticia que indica un choque monetario con los cuatro rezagos de la variable de balance general. También se incluyó una variable de control que en este periodo de muestra indica una crisis financiera en Brasil. En general, los resultados no cambiaron. Debido a consideraciones de espacio, una vez más, no se incluyen tales resultados.

Nuestros resultados del análisis estructural con datos agregados parecen indicar que las empresas pequeñas responden de forma diferente de como lo hacen las empresas grandes ante contracciones monetarias. Hasta la fecha, los resultados indican que éstas responden como lo hubiese pronosticado la teoría de balance general de la política monetaria. En la siguiente sección se analizan un poco más a fondo las respuestas de las empresas pequeñas contra las de las grandes, mediante el análisis de los datos individuales de las empresas.

Para ello se realizó una estimación del método generalizado de momentos (MGM) de un panel dinámico desigual con efectos aleatorios.

**CUADRO 4. MCO CON DATOS AGREGADOS**

**Panel A. Datos agregados de la regresión de MCO de inventarios a activos**

<i>Ecuaciones con variable dependiente</i>	<i>Inventarios a activos</i>			
	<i>Empresas pequeñas</i>		<i>Empresas grandes</i>	
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>
Constante	0.31 (0.26)	0.42 (0.21)	0.17 (0.43)	0.82 (0.54)
(Inventarios a activos) (-1)		-0.18 (0.04)		0.32 (0.09)
Balance general (-1)	0.30 (0.04)	0.22 (0.04)	-0.50 (0.41)	-0.77 (0.83)
Balance general (-2)	-0.37 (0.08)	0.14 (0.11)	-1.61 (0.21)	-0.23 (0.28)
Balance general (-3)	0.77 (0.44)	0.71 (0.12)	-2.00 (0.21)	0.16 (0.19)
Suma de coeficientes de balance general	0.70 (0.12)	1.07 (0.08)	-4.21 (0.52)	-2.23 (0.28)
Prueba Wald				
Autocorrelación serial-LM	(0.21)	(0.21)	(0.77)	(0.42)
Heterocedasticidad-White (cruzada)	(0.0)	(0.12)	(0.82)	(0.31)
R <sup>2</sup> ajustado	(0.87)	0.51	0.38	0.43
Muestra	1994T4 a 2005T4	1994T4 a 2005T4	1994T4 a 2005T4	1994T3 a 2005T4

**Panel B. Datos agregados de la regresión de MCO de deuda a largo plazo a activos**

<i>Ecuaciones con variable dependiente</i>	<i>Deuda a largo plazo a activos</i>			
	<i>Empresas pequeñas</i>		<i>Empresas grandes</i>	
	<i>(5)</i>	<i>(6)</i>	<i>(7)</i>	<i>(8)</i>
Constante	-0.52 (0.32)	-0.61 (0.31)	-0.71 (0.63)	-0.41 (0.61)
(Deuda a largo plazo a activos) (-1)		-0.41 (0.62)		172 (0.52)
Coefficiente balance general (-1)	0.51 (0.04)	0.41 (0.07)	-0.53 (0.86)	-0.93 (0.81)
Coefficiente balance general (-2)	0.31 (0.23)	0.73 (0.44)	-0.49 (0.58)	-0.3 (0.52)
Coefficiente balance general (-3)	0.50 (0.08)	1.06 (0.08)	-0.31 (0.59)	-0.22 (0.61)

Suma de coeficientes de balance general	1.32 (0.05)	2.20 (0.18)	-1.31 (0.82)	-1.44 (0.32)
Prueba Wald				
Autocorrelación serial- LM	(0.88)	(0.28)	(0.09)	(0.42)
Heterocedasticidad-White (cruzada)	(0.06)	(0.04)	(0.56)	(0.51)
R <sup>2</sup> ajustado	0.52	0.61	0.41	0.52
Muestra	1994T4 a 2005T4	1994T4 a 2005T4	1994T4 a 2005T4	1994T4 a 2005T4

**Panel C. Datos agregados de la regresión de MCO de ingresos operativos netos a total de activos**

<i>Ecuaciones con variable dependiente</i>	<i>Ingresos operativos netos a activos</i>			
	<i>Empresas pequeñas</i>		<i>Empresas grandes</i>	
	<i>(9)</i>	<i>(10)</i>	<i>(11)</i>	<i>(12)</i>
Constante	0.13 (0.21)	0.41 (0.55)	1.15 (0.15)	2.31 (0.16)
(Ingresos operativos a activos) (-1)		0.16 (0.39)		-0.76 (0.13)
Coefficiente balance general (-1)	0.15 (0.31)	0.72 (0.43)	-0.18 (0.09)	-0.41 (0.81)
Coefficiente balance general (-2)	0.61 (0.08)	0.51 (0.01)	-0.18 (0.23)	-1.44 (0.02)
Coefficiente balance general (-3)	0.46 (0.39)	0.77 (0.06)	-0.09 (0.98)	-2.00 (0.23)
Suma de coeficientes de balance general	1.22 (0.01)	2.00 (0.24)	-0.45 (0.35)	-2.00 (0.23)
Prueba Wald				
Autocorrelación serial- LM	(0.06)	(0.18)	(0.85)	(0.73)
Heterocedasticidad-White (cruzada)	(0.32)	(0.19)	(0.52)	(0.91)
R <sup>2</sup> ajustado	0.61	0.65	0.32	(0.51)
Muestra	1994T4 a 2005T4	1994T4 a 2005T4	1994T4 a 2005T4	1994T4 a 2005T4

NOTAS: El panel A presenta los resultados de la estimación de MCO de la dinámica relacionada con la tasa de crecimiento de inventarios a activos. Nuestra especificación principal sigue la ecuación (1) en el texto. El panel B presenta los resultados de la estimación de MCO para la dinámica relacionada con la tasa de crecimiento de deuda a corto plazo a activos. Nuestra principal especificación sigue la ecuación (2) en el texto. El panel C presenta los resultados de la estimación de MCO para la dinámica relacionada con la tasa de crecimiento de ingresos operativos netos a activos. Nuestra principal especificación sigue la ecuación (3) en el texto. En todas las estimaciones hicimos pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad de los residuos. En presencia de heterocedasticidad corregimos con el Newey West y en la presencia de autocorrelación incluimos otros rezagos de las variables dependientes como regresores. En este último caso solo reportamos los coeficientes estimados de los regresores de nuestras especificaciones principales. En paréntesis tenemos los valores  $p$ .

6. Análisis individual de las respuestas  
a las contracciones monetarias  
por parte de las empresas  
pequeñas y grandes con  
estados financieros  
trimestrales





En esta sección se investiga un poco más la forma en que las empresas pequeñas y grandes de la muestra responden a contracciones monetarias. Se analizan los datos individuales de empresas públicas grandes. Al hacerlo así, en las regresiones se utilizan variables de control que describen varias características específicas de las empresas. Estas características pueden explicar sus respuestas a contracciones monetarias a nivel individual. Las características que controlamos se relacionan con costos de agencia entre mercados financieros y empresas. Mishkin (2001a) analiza la forma en que las contracciones monetarias mejoran los costos de agencia entre empresas y bancos. En general, las empresas que son más sensibles a contracciones monetarias, son aquellas donde los costos de agencia son los más altos.

Para verificar la existencia de costos de agencia se utiliza la relación de activos fijos a activos totales. Esta relación da una idea del nivel de garantías que las empresas potencialmente podrían ofrecer a los bancos. Entre mayor sea la relación, menores serán los costos de agencia.

Las ecuaciones (4), (5) y (6) se utilizaron como dinámicas para: los inventarios divididos entre el total de activos; la deuda a largo plazo dividida entre el total de activos; y los ingresos operativos netos divididos entre el total de activos, respectivamente. Las dinámicas son muy similares a las dinámicas de las series agregadas excepto en lo que respecta a la inclusión de los siguientes regresores: una interacción entre una variable binaria que indica una empresa pequeña (*pequeñas*) y un choque monetario; un regresor BNDES que señala que una empresa pequeña tienen deuda pendiente con el BNDES durante el periodo de muestra; y la primera diferencia de la tasa SELIC.<sup>16</sup>

<sup>16</sup> Se utilizaron errores estándares robustos y se realizaron las pruebas IM, y de raíz unitaria de Pesaran y Shin para datos de panel que confirman que todas las series son estacionarias.

$$\begin{aligned}
 S_{it} = & a_0 + \alpha_1(S_{it-1}) + \alpha_2(BG_{it-1}) + \alpha_3(BG_{it-2}) + \alpha_4(BG_{it-3}) + \alpha_5(BG_{it-4}) + \\
 (4) \quad & + \alpha_6(R_{it} - S_{it}) + \alpha_7(R_{it-1}) + \alpha_8 BNDES + \alpha_9 \text{pequeñas} * \text{choque} + \\
 & + \alpha_{10}(\Delta SELIC_t) + \alpha_{11}(\text{activos fijos}_{it-1}) + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D_{it} = & a_0 + \alpha_1(D_{it-1}) + \alpha_2(D_{it-2}) + \alpha_3(BG_{it-1}) + \alpha_4(BG_{it-2}) + \alpha_5(BG_{it-3}) + \\
 (5) \quad & + \alpha_6(BG_{it-4}) + \alpha_7(R_{it-1}) + \alpha_8 \text{pequeñas} + \alpha_9 \text{pequeñas} * \text{choque} + \\
 & + \alpha_{11}(\text{activos fijos}_{it-1}) + a_{12}(\Delta SELIC_t) + a_{13}(BNDES) + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R_{it} = & a_0 + \alpha_1(R_{it-1}) + \alpha_2(R_{it-2}) + \alpha_3(BG_{it-1}) + \alpha_4(BG_{it-2}) + \alpha_5(BG_{it-3}) + \\
 (6) \quad & + \alpha_6(BG_{it-4}) + \alpha_9 \text{pequeñas} * \text{choque} + \alpha_{10} \text{pequeñas} * (R_{it-1}) + \\
 & + \alpha_{11}(\text{activos fijos}_{it-1}) + a_{12}(\Delta SELIC_t) + a_{13}BNDES + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned}$$

Estamos interesados en el signo de la variable ficticia de la interacción entre empresas pequeñas y el choque monetario. Si prevalece la explicación del balance general de la política monetaria, el signo de este coeficiente debería ser negativo. En el caso de la variable de costos de agencia se espera que el activo fijo dividido entre la variable del total de activos sea positivo, lo que significa que las empresas con más garantías tienen menos costos de agencia. Acerca de las variables del balance general se espera que sean positivas en todos los rezagos o que la suma de los coeficientes sea positiva.

Se utilizó el MGM con efectos aleatorios –debido a que se tienen variables ficticias como regresores que invalidan el uso de este método con efectos fijos, Arellano y Bond (1991)–. Se utilizó la covarianza robusta del error del periodo de White para controlar la heterocedasticidad y la autocorrelación relacionadas con el error. Se probó la endogeneidad de los regresores en todas las estimaciones con las pruebas de Hausman. Asimismo, se probaron varios instrumentos y la sobreidentificación de los instrumentos.<sup>17</sup>

Los paneles A, B y C del cuadro 5 presentan los resultados de la estimación de la dinámica de inventarios a total de activos; de deuda a largo plazo a total de activos; y de ingresos operativos netos a total de activos.<sup>18</sup> Como es evidente, que el

<sup>17</sup> En todas las estimaciones se utilizaron como instrumentos cuatro rezagos de activos fijos divididos entre el total de activos. Los otros instrumentos fueron los regresores.

<sup>18</sup> En las regresiones se emplearon los errores estándares robustos para

coeficiente de empresas pequeñas es significativo y tiene el signo negativo esperado en la gran mayoría de especificaciones de las empresas pequeñas.

En el panel A del cuadro 5, se incluyen los resultados de la estimación de la dinámica de inventarios dividida entre el total de activos. Para las tres especificaciones de empresas públicas pequeñas se observó que el coeficiente de la interacción entre el choque monetario y la empresa pequeñas es negativo y significativo. En la ecuación (1), el coeficiente es  $-0.41$  (valor  $p$ , 0.03), mientras que en la ecuación (2), donde se utiliza la primera diferencia de la tasa SELIC, el coeficiente es  $-0.12$  (valor  $p$ , 0.08). Finalmente, cuando se emplea el regresor de BNDES *pequeñas*, que indica si la empresa pequeña tiene una deuda pendiente con el BNDES, una vez más el coeficiente de las empresas pequeñas es negativo y significativo,  $-0.022$  (valor  $p$ , 0.04).

En el panel B del cuadro 5, se presentan los resultados de la estimación de la dinámica de deuda a largo plazo dividida entre el total de activos. Tal y como se observa, el coeficiente de las empresas pequeñas es negativo y significativo en las tres especificaciones. En la ecuación (4), el coeficiente es  $-0.42$  (valor  $p$ , 0.07), mientras que en la ecuación (5) es  $-0.015$  (valor  $p$ , 0.04). Finalmente en la ecuación (6), observamos que el coeficiente es negativo y significativo  $-0.067$  (valor  $p$ , 0.03).

La estimación de la dinámica de ingresos operativos netos divididos entre el total de activos se muestra en el panel C del cuadro 5. Para las tres especificaciones de empresas pequeñas se observa que el coeficiente es negativo y significativo. En la ecuación (7), el coeficiente es  $-0.18$  (valor  $p$ , 0.05), mientras que en la ecuación (8) es  $-0.66$  (valor  $p$ , 0.04). Finalmente, en la ecuación (9) el coeficiente de empresas pequeñas es negativo y significativo,  $-0.21$  (valor  $p$ , 0.0).

Para las tres variables cuya dinámica se estudió –inventarios a total de activos; ingresos operativos netos a total de activos; y deuda a largo plazo a total de activos– los resultados obtenidos con el análisis de panel parecen confirmar los resultados obtenidos tanto con el análisis descriptivo como con el análisis no estructural. Los resultados indican que las

---

corregir la autocorrelación y la heterocedasticidad.

**CUADRO 5. PANEL DINÁMICO CON EFECTOS ALEATORIOS: EMPRESAS PEQUEÑAS Y GRANDES CON INFORMACIÓN TRIMESTRAL –MGM CON EFECTOS ALEATORIOS**

**Panel A. Inventarios a activos, datos trimestrales, panel dinámico con efectos aleatorios**

Lista de instrumentos:

- Ecuación (1): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas\*choque.
- Ecuación (2): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas\*choque.
- Ecuación (3): acación (1): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas\*choque y BNDES\*PQN  $\Delta$ SELIC BNDES.

<i>Variable dependiente</i>	<i>Inventarios a activos</i>		
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>
Constante	0.42 (0.02)	0.21 (0.03)	-0.18 (0.32)
(Inventarios a activos) (-1)	0.54 (0.61)	0.31 (0.18)	0.16 (0.43)
Balance general (-1)	0.15 (0.31)	0.12 (0.21)	0.21 (0.42)
Balance general (-2)	0.12 (0.13)	0.12 (0.08)	0.043 (0.067)
Balance general (-3)	-0.098 (0.44)	-0.089 (0.43)	0.002 (0.03)
Activos fijos a activos (-1)	0.18 (0.11)	0.35 (0.18)	0.09 (0.06)
Pequeñas* choque	-0.41 (0.03)	-0.12 (0.08)	-0.022 (0.04)
$\Delta$ SELIC		-0.21 (0.06)	-1.54 (0.04)
BNDES			0.092 (0.06)
Suma de coeficientes de balance general	0.20	0.14	0.25
Prueba Wald	(0.04)	(0.21)	(0.37)
DW	1.85	1.45	3.32
Estadístico J	0.04	0.04	3.32
F parcial	39.87 (0.02)	30.89 (0.02)	41.24 (0.0)
Muestra	1994T4 a 2005T4		

**Panel B. Deuda a largo plazo a total de activos, datos trimestrales panel dinámico con efectos aleatorios**

Lista de instrumentos:

- Ecuación (4): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas\*choque.
- Ecuación (5): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas\*choque.
- Ecuación (6): activos fijos a activos (-1 a -4) valor de mercado a valor en libros (-1 a -4) pequeñas\*choques BNDES  $\Delta$ SELIC.

<i>Variable dependiente</i>	<i>Deuda a largo plazo a activos</i>		
	<i>(4)</i>	<i>(5)</i>	<i>(6)</i>
Constante	0.021 (0.02)	0.23 (0.13)	0.31 (0.12)
(Deuda a largo plazo a activos) (-1)	0.13 (0.72)	-3.47 (0.00)	-0.38 (0.14)
Balance general (-1)	0.41 (0.05)	-0.129 (0.18)	0.13 (0.07)
Balance general (-2)	0.32 (0.06)	0.28 (0.12)	0.029 (0.02)
Balance general (-3)	-0.04 (0.16)	-0.22 (0.13)	-0.11 (0.44)
Balance general (-4)	-0.082 (0.18)	0.042 (0.57)	-0.2 (0.67)
Activos fijos activos (-1)	0.21 (0.03)	0.32 (0.03)	0.14 (0.05)
Pequeñas* choque	-0.42 (0.07)	-0.015 (0.04)	0.03 (0.86)
ΔSELIC		-0.21 (0.05)	-0.067 (0.03)
BNDDES			0.31 (0.0)
Suma de coeficientes de balance general	0.64 (0.0)	-0.03 (0.02)	-0.16 (0.22)
DW	1.65	1.94	2.31
Estadístico J	0.9	0.41	9.36
F parcial	28.96 (0.0)	44.89 (0.0)	52.02 (0.0)
Muestra	1994T4 a 2005T4		

**Panel C. Ingresos operativos netos a total de activos, datos trimestrales, panel dinámico con efectos aleatorios**

Lista de instrumentos:

- Ecuaciones (7): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas\*choque.
- Ecuación (8): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas\*choque.
- Ecuación (9): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas\*choque y BNDDES ΔSELIC.

<i>Variable dependiente</i>	<i>Ingresos operativos netos a activos</i>		
	<i>(7)</i>	<i>(8)</i>	<i>(9)</i>
Constante	0.52 (0.02)	-1.41 (0.04)	0.41 (0.04)
(Deuda a largo plazo a activos) (-1)	-0.61 (0.06)	15.42 (0.04)	-0.16 (0.04)
Balance general (-1)	0.031 (0.02)	-0.28 (0.04)	0.058 (0.13)

Balance general (-2)	0.041 (0.08)	-0.17 (0.03)	0.41 (0.12)
Balance general (-3)	-0.015 (0.04)	-0.0094 (0.05)	-0.56 (0.04)
Balance general (-4)	-0.13 (0.08)	0.32 (0.21)	0.017 (0.19)
Activos fijos activos (-1)	0.05 (0.04)	0.42 (0.03)	-0.342 (0.00)
Pequeñas* choque	-0.18 (0.05)	-0.66 (0.04)	-0.21 (0.01)
$\Delta$ SELIC		-0.51 (0.08)	-0.05 (0.0)
BNDES* pequeñas			0.41 (0.04)
Suma de coeficientes de balance general	-0.088 (0.02)	-0.15 (0.02)	-0.08 (0.05)
DW	1.74	1.65	1.9
Estadístico J	0.64	0.12	1.53
F parcial	64.55 (0.03)	44.51 (0.0)	69.43 (0.03)
Muestra	1994T4 a 2005T4		

NOTAS: El periodo de muestra se extiende del cuarto trimestre de 1994 al cuarto trimestre del 2007. La muestra se compone de 291 empresas públicas no financieras y 102 empresas privadas que dan a conocer información trimestral del balance general. La información de las empresas públicas proviene de la CVM, y la información de las empresas privadas proviene de información confidencial de SERASA y de la Gazeta Mercantil. Todos los paneles dinámicos fueron estimados con el MGM con efectos aleatorios. La heterocedasticidad y la autocorrelación se corrigieron en todas las estimaciones mediante el uso de la matriz de covarianza robusta del periodo de White. Se utilizó el efecto aleatorio para el efecto fijo de sección cruzada y sin efecto de periodo.

El panel A presenta los resultados de la estimación de la dinámica de tasa de crecimiento de inventarios a activos. El panel B, los de la estimación de la dinámica de la tasa de crecimiento de deuda a corto plazo. El panel C, los de la estimación de la dinámica de la tasa de crecimiento de ingresos operativos. La tasa de ingresos operativos está rezagada dos periodos. La lista de instrumentos de cada dinámica se especifica en cada panel. Se realizaron pruebas de Hausman para verificar la endogeneidad de los regresores y la prueba F parcial para verificar la debilidad de los instrumentos. Sólo se emplearon instrumentos identificados en todas las estimaciones. Los valores  $p$  se incluyen en paréntesis.

empresas públicas pequeñas y grandes reaccionan de forma muy diferente a contracciones monetarias. Las empresas pequeñas parecen ser más sensibles a estas contracciones que las empresas grandes.

También se realizaron otros ejercicios de robustez. Se probaron diferentes especificaciones; se cambió la definición de la relación del balance general (usando la relación de cobertura definida como EBIT/gastos de intereses);<sup>19</sup> y, asimismo, se usaron otras formas para corregir la heterocedasticidad y la autocorrelación (matriz de covarianza de White). Por consideraciones de espacio estos resultados no se incluyen en este informe; sin embargo, en términos generales, los mismos confirman los anteriores.

Los resultados parecen indicar una asimetría relevante en la reacción de las empresas pequeñas y grandes ante las contracciones monetarias. Esta asimetría refleja que la capacidad de acceso a los mercados financieros de las empresas en Brasil es variada. Las empresas públicas grandes que tienen más acceso tienen más alternativas de financiamiento que las empresas pequeñas, por lo tanto, son capaces de sufrir menos discontinuidad en términos de inversión, ingresos y financiamiento a corto plazo.

<sup>19</sup> EBIT son ganancias antes de interés e impuestos.





7. Análisis individual de las respuestas  
de empresas privadas pequeñas y  
grandes con estados financieros  
anuales sólo ante contracciones  
monetarias



Los ejercicios anteriores fueron repetidos con datos individuales para empresas privadas con estados financieros anuales. Dado que la base de datos sólo tiene información anual de empresas privadas, la definición anterior de contracciones monetarias cambió ligeramente. Una contracción monetaria para cierto año se considera si ocurrió en los cuatro trimestres previos. Por lo tanto, para el ejercicio siguiente sólo en tres años hubo contracciones monetarias. Estos son 1998, 1999 y 2002.<sup>20</sup> Los paneles A, B y C del cuadro 6 muestran los resultados de la estimación de la dinámica de inventarios a total de activos, deuda a largo plazo a total de activos e ingresos operativos netos a total de activos.<sup>21</sup> Como es evidente, el coeficiente de empresas pequeñas es significativo y tiene el signo negativo esperado en la gran mayoría de las especificaciones de las empresas pequeñas.

En el panel A del cuadro 6, están los resultados de estimación de la dinámica de inventarios divididos entre el total de activos. En la ecuación (1), el coeficiente  $-0.61$  (valor  $p$ , 0.02), mientras que en la ecuación (2) en donde se incluyó la relación de ingresos menos inventarios escalados por activos, el coeficiente es  $-0.31$  (valor  $p$ , 0.02).

Los resultados de la estimación de la dinámica de deuda a largo plazo están en el panel B del cuadro 6. Como se observa el coeficiente de las pequeñas empresas es negativo y significativo en las tres especificaciones. En la ecuación (3), el coeficiente es  $-1.72$  (valor  $p$ , 0.03), mientras que en la ecuación (4) en la cual interactúa la variable ficticia *pequeñas* con un rezago de la variable dependiente es  $-0.71$  (valor  $p$ , 0.03).

El panel C del cuadro 6, incluye los resultados de estimación de la dinámica de ingresos operativos netos divididos

<sup>20</sup> Hay seguridad de cuán largos son los rezagos de política monetaria. Cambiar a dos o tres trimestres no altera los resultados. Además no hay información acerca de si las empresas tuvieron financiamiento del BNDES durante el periodo de muestra.

<sup>21</sup> Se utilizaron errores estándar robustos en las regresiones para corregir la autocorrelación y la heterocedasticidad.

entre el total de activos. Para las tres especificaciones de pequeñas empresas se observa que el coeficiente es negativo y significativo. En la ecuación (5), el coeficiente es  $-0.42$  (valor  $p$ , 0.0), mientras que en la ecuación (6) en la cual interactúa la variable ficticia *pequeñas* con un rezago de la variable dependiente el coeficiente es  $-0.11$  (valor  $p$ , 0.09).

En todas las regresiones antes presentadas, ambas con datos agregados y desagregados de empresas con estados financieros trimestrales o sólo anuales, el efecto marginal de ser pequeño es negativo y significativo. Por lo tanto, las empresas pequeñas parecen ser mucho más sensibles a las contracciones monetarias que sus contrapartes públicas.

**CUADRO 6.** PANEL DINÁMICO CON EFECTOS ALEATORIOS: EMPRESAS PRIVADAS PEQUEÑAS Y GRANDES CON INFORMACIÓN ANUAL –MGM CON EFECTOS ALEATORIOS

**Panel A. Inventarios a total de activos**

Lista de instrumentos:

- Ecuación (1): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas.
- Ecuación (2): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas.

<i>Variable dependiente</i>	<i>Inventarios a activos</i>	
	(1)	(2)
Constante	0.42 (0.25)	2.83 (0.04)
Balance general (-1)	0.74 (0.06)	0.48 (0.34)
(Activos fijos a activos) (-1)	0.86 (0.06)	0.41 (0.02)
Pequeñas*choque	-0.61 (0.02)	-0.31 (0.02)
(Inventario a activos) (-1)		-1.61 (0.06)
DW	1.21	1.44
Estadístico J	0	0
F parcial	88.43 (0.00)	76.74 (0.00)
Muestra	1997T4 a 2007T4	1997T4 a 2007T4

**Panel B. Deuda a largo plazo a activos**

Lista de instrumentos:

- Ecuación (3): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas.
- Ecuación (4): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas.

<i>Variable dependiente</i>	<i>Inventarios a activos</i>	
	(3)	(4)
Constante	1.62 (0.32)	7.53 (0.53)
Balance general (-1)	0.14 (0.04)	0.41 (0.23)
(Activos fijos a activos) (-1)	0.42 (0.06)	0.46 (0.03)
Pequeñas*choque	-1.72 (0.03)	-0.71 (0.03)
(Deuda a largo plazo a activos)(-1)		-0.42 (0.02)
DW	1.61	3.08
Estadístico J	0	0
F parcial	56.43 (0.00)	94.89 (0.00)
Muestra	1997T4 a 2007T4	1997T4 a 2007Y4

**Panel C. Ingresos operativos netos a total de activos**

Lista de instrumentos:

- Ecuación (5): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas.
- Ecuación (6): activos fijos a activos (-1 a -4) pequeñas.

<i>Variable dependiente</i>	<i>Inventarios a activos</i>	
	(5)	(6)
Constante	0.21 (0.09)	1.22 -0.17
Balance general (-1)	0.42 (0.02)	0.12 -0.29
(Activos fijos a activos) (-1)	0.73 (0.08)	0.95 (0.22)
Pequeñas*choque	-0.42 (0.00)	-0.11 (0.09)
(Ingresos operativos netos a activos) (-1)		-0.45 (0.03)
DW	1.71	1.84
Estadístico J	0	0
F parcial	48.53 (0.00)	50.23 (0.00)
Muestra	1997 a 2004	1997 a 2004

NOTAS: El periodo de muestra se extiende desde 1997 hasta el 2007. La muestra está compuesta por 4,797 empresas privadas con información anual. La información

del balance general de empresas privadas proviene de SERASA y de la Gazeta Mercantil. Todos los paneles dinámicos se estimaron con el MGM con efectos aleatorios. La heterocedasticidad y la autocorrelación se corrigieron en todas las estimaciones mediante el uso de la matriz de covarianza robusta del periodo de White. Se emplearon efectos aleatorios y no efecto del periodo. El panel A presenta los resultados de la estimación de la dinámica de la tasa de crecimiento de inventarios a activos. El panel B presenta los resultados de la estimación de la dinámica de la tasa de crecimiento de la deuda a corto plazo. El panel C presenta los resultados de la estimación de la dinámica de la tasa de crecimiento de ingresos operativos. La lista de instrumentos de cada dinámica se especifica a continuación. Se realizaron pruebas de Hausman para verificar la endogeneidad de los regresores y una prueba F parcial para verificar la debilidad de los instrumentos. Solamente se utilizaron instrumentos identificados en todas las estimaciones. Los valores  $p$  están entre paréntesis.

## 8. Conclusión





Este artículo investiga la explicación del balance general de los mecanismos de transmisión monetaria en Brasil. Se analizó la forma en la cual reaccionan las empresas pequeñas y grandes de Brasil ante contracciones monetarias.

Nuestros resultados indican que las empresas pequeñas son mucho más sensibles a las contracciones monetarias que las empresas grandes. Los resultados son robustos para diferentes técnicas econométricas, para análisis estructural y no estructural, para especificaciones diferentes y para diferentes periodos de muestra.

Los resultados parecen indicar que las empresas pequeñas tienen más dificultad para tener acceso a los mercados financieros que las empresas públicas grandes. Esto crea asimetrías en sus respuestas a la política monetaria. Estas diferencias en el acceso tienen muchas razones posibles. Algunas tienen que ver con una legislación de bancarrota que dificulta a los deudores ajustar el tamaño de los activos de las empresas; otras se relacionan con altos márgenes que siguen prevaleciendo en Brasil; asimismo otra razón puede estar relacionada con un mercado crediticio segmentado en donde el financiamiento a largo plazo proviene básicamente del BNDES y es mucho más fácil para las empresas grandes que cumplen con los requisitos necesarios para obtener préstamos que para las empresas pequeñas.



## Referencias



- Arellano, Manuel, y Stephen Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data. Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 277-297.
- Bernanke, Ben S., y Mark Gertler (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, núm. 4, pp. 27-48.
- Bernanke, Ben, e Ilian Mihov (1998), "Measuring Monetary Policy", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, núm. 3, agosto, pp. 869-902.
- Bernanke, Ben, y Alan S. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Policy Transmission", *American Economic Review*, vol. 82, núm. 4, septiembre, pp. 901-921.
- Boshen, John, y Leonard Mills (1995), *The Effects of Countercyclical Policy on Money and Interest Rates: An Evaluation on Evidence from FOMC Documents*, Federal Reserve Bank of Philadelphia (Working Paper, núm. 91-20).
- Caballero, R. J., y A. Krishnamurth (2001), "International Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises", *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, pp. 513-548
- Caballero, R. J., y A. Krishnamurth (2003), "Excessive Dollar Debt: Financial Development and Underinsurance", *Journal of Finance*, vol. 58, pp. 867-893.
- Geczy, Christopher, A. Bernadette Minton y M. Catherine Shrand (1997), "Why Firms use Currency Derivatives", *Journal of Finance*, vol. 52, núm. 4, septiembre.
- Gertler, Mark, y Simon Gilchrist (1994), "Monetary Policy, Business Cycles and the Behaviour of Small Manufacturing Firms", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, núm. 2, pp. 309-340
- Kashyap, Anil K., Jeremy C. Stein y David W. Wilcox (1993), "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from

- the Composition of External Finance”, *The American Economic Review*, vol. 83, núm. 1, pp. 78-98.
- Krugman, P. (1998), *What happened to Asia?*, texto mimeografiado, enero.
- Krugman, P. (1999), *Balance Sheets, the Transfer Problem and Financial Crises*, texto mimeografiado, enero.
- Mishkin, Frederick S. (1995), “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism”, *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, núm. 4, pp. 3-10.
- Mishkin, Frederick S. (1996), *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*, NBER, febrero (Working Papers, núm. 5464).
- Mishkin, Frederick S. (2001a), *Financial Policies and the Prevention of Financial Crises in Emerging Market Countries*, NBER (Working Papers, núm. 8087).
- Mishkin, Frederick S. (2001b), *The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy*, NBER (Working Papers, núm. 8617).
- Novaes, Walter, y Fernando N. de Oliveira (2007), *Demand of Foreign Exchange Derivatives in Brazil: Hedge or Speculation?*, Banco Central de Brasil, diciembre (Working Paper Series, núm. 152).







**EFFECTS OF MONETARY POLICY ON  
FIRMS IN BRAZIL: AN EMPIRICAL  
ANALYSIS OF THE BALANCE  
SHEET CHANNEL**



Fernando N. de Oliveira

*Effects of monetary policy on firms  
in Brazil: an empirical analysis  
of the balance sheet channel*

CENTRAL BANK AWARD RODRIGO GÓMEZ, 2009



# 1. Introduction



It is by now a well-established fact for OECD economies<sup>1</sup> that traditional monetary mechanisms of monetary policy are not capable of explaining completely the reactions of private agents to monetary shocks. Credit market imperfections related to informational asymmetries between financial institutions and households or firms play an increasing important role in the propagation of monetary policy in these economies.

Contrary to what is known in developed economies, very little is known about non-traditional monetary mechanisms operating in emerging markets. These economies have capital and credit markets much less developed than OECD countries. So one would suspect that market imperfections would play an even greater role in amplifying monetary shocks in these economies. In particular, monetary contractions should create more agency costs between banks and private agents. In the aggregate, this could lead to a much more severe downturn in the economy compared to a downturn if only traditional mechanisms were in place.

This paper fills a gap in the literature of transmission mechanism of monetary policy related to capital market imperfections, by analysing empirically the impact of monetary shocks in an emerging market such as Brazil. We take account of asymmetries of information between financial institutions and firms. We use credit channel theories of monetary policy, specifically, the balance sheet theory to study the impact of monetary contractions in corporations in Brazil since the implementation of the Real Plan in July 1994.

Brazil is a very special case of an emerging market where asymmetries of information could play a very important role in the transmission mechanism of monetary policy. Brazil has a very interesting financial system. In some of its aspects, like its means of payments for instance, Brazil financial system rivals that of developed countries. However, as far as volume of

<sup>1</sup> See Mishkin (1995) and Mishkin (2001a).



credit to households and firms and depth of the capital markets is considered, Brazil still lags behind OECD countries.<sup>2</sup>

The cost of capital in Brazil is very high when compared to international standards. The spread banks charge on their loans even for very good rated companies is well above what is charged worldwide. This high cost of capital creates enormous agency costs between private agents and financial institutions. The consequence of this looking at a micro perspective is that firms invest less and individuals consume also less than they could. In the aggregate, this could imply a very important role to the financial accelerator<sup>3</sup> theories of the monetary transmission mechanism.

One other very important peculiarity of corporations in Brazil is that due to the high costs of capital, many corporations look for a public development bank BNDES –Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social– for long term financing. Not only interest rates are much lower but also maturities are much longer. Monetary policy affects only indirectly the long-term interest rates set by BNDES in its loans.<sup>4</sup>

Credit channel theories can be decomposed in two distinct theories: the bank lending and the balance sheet theories. In the former, monetary contractions increase the adverse selection problems between firms and banks, which may decrease the volumes of loans from banks to firms and households. The reason for this is that banks experience a decrease in the volume of demand deposits that can lead to a decrease in the volumes of loans if they are not able of substituting demand deposits by other financial instruments.

The balance sheet channel of monetary policy arises because the shifts in policy affect not only market interest rates but also the financial positions of borrowers, both directly and indirectly. A tight monetary policy directly weakens

<sup>2</sup> The total credit to the private sector is around 30% of GNP, while in the USA, for example, it is over 100% of GNP.

<sup>3</sup> This is the how the literature defines credit market imperfections in general terms.

<sup>4</sup> We looked at all off-balance financial statements of corporations in Brazil since July 1994 to verify if a corporation had outstanding loans with BNDES during our sample period. We control for this later on in our empirical analyses.

borrowers' balance sheets in at least two ways. First, rising interest rates directly increase interest expenses, reducing net cash flows and weakening the borrower's financial position. Second, rising interest rates are also typically associated with declining asset prices, which among other things shrink the value of the borrower's collateral. In the aggregate, these effects could lead to a substantial impact in aggregate demand

We document the reactions of firms in Brazil with respect to monetary contractions. We consider monetary contractions because we think they are much more relevant to understand the effects of monetary policy on firms in Brazil than monetary expansions. As Gertler and Bernanke (1995) indicate there seems to be even in developed countries much more evidence of firms reacting to monetary contractions than to monetary expansions.

We use an original database composed of balance sheet information of 291 public firms and 4,797 private firms. Of the private firms, 102 disclose quarterly information while all the others disclose only end of the year information.<sup>5</sup> The information of the public firms comes from Comissão de Valores Imobiliários (Brazilian securities commission, CVM) and the information of the private firms comes from confidential data of SERASA (a Brazilian credit bureau) and Gazeta Mercantil.

Our classification scheme is based on differentiating firms depending on their access to the financial markets. Total assets as our criteria to classify firms in small or large by size. We verify that size is highly correlated to other financial characteristics of firms that indicate the degree in which firms access the financial markets. Some of these characteristics are total short-term debt, long-term debt, long-term commercial paper, total market value of ordinary and preferred stocks in the market in the case of public firms.

We start to study the reactions of firms in Brazil to monetary policy beginning in the fourth quarter of 1994, just after the implementation of the Real Plan. The final quarter of the sample period is the fourth quarter of 2007. This choice of the sample period is important because the high inflation period prevalent in Brazil before the third quarter of 1994 could very much distort our results. The decisions of investment

<sup>5</sup> All public corporations disclose quarterly balance sheet information.

and finance in periods of high inflation can be very different from those of low inflation. In high inflation periods, the information asymmetries get so magnified and monetary policy much less effective that it is not reasonable to discuss credit channels theories of monetary transmission mechanism.

Our results indicate that small firms in Brazil react somewhat differently from large firms to monetary contractions. Small firms seem to be more sensitive to monetary contractions than large firms. Inventories divided by total assets, long-term debt divided by total assets, and net operational revenues divided by total assets that are directed linked to the balance sheet explanations of the monetary transmission mechanism respond differently to monetary shocks for small public firms if compared to large public firms. Our results seem robust to structural and non-structural analyses, different specifications, different sample of firms and different time periods, as well as, to the aggregation or not of data of small and large firms.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 discusses the theoretical background. Section 3 describes the data we use. Section 4 shows non-structural analyses of the data of firms with quarterly financial statements. Section 5 presents structural analyses with aggregated data of firms with quarterly financial statements. Section 6 shows individual structural analyses of public firms. Section 7 repeats the individual analysis with data of private firms with end of year financial statements only. Finally, section 8 concludes.

## 2. Theoretical background



Bernanke and Gertler (1995) show that credit channels are not in fact an alternative view to the traditional monetary transmission mechanism. They are a set of factors that amplify the conventional mechanisms. They are a set of mechanisms that enhance the propagation of monetary policy, not an independent or parallel channel. They emphasize how asymmetric information and costly enforcement of contracts creates agency problems in financial markets.

The credit channel considers the existence of a financial premium, that is a difference between the cost of funds raised externally (issued by equity or debt) and the opportunity costs of funds raised internally (by retaining earnings). The size of the external finance premium reflects imperfections in credit markets. The explanation of the dynamics of this premium can improve the timing and strength of monetary policy provided by traditional mechanism.

Credit channels rely on market imperfections. Contrary to traditional monetary transmissions mechanism, credit channel theories depend on some form of informational asymmetry between market participants. Credit channels can be decomposed in two distinct theories: the bank lending and the balance sheet theories.

In the bank lending theory, monetary contractions increase the adverse selection problems between firms and banks, which may decrease the volumes of loans from banks to firms and households. The reason for this is that banks experience a decrease in the volume of demand deposits that can lead to a decrease in the volumes of loans.

According to this view, banks play a particular role in the financial system because they are especially well suited to deal with certain type of borrowers, specifically small and medium firms. If the supply of banks loans is disrupted, bank dependent borrowers may be shut off from credit. Therefore, decreasing the supply of loans is more likely to increase the external finance premium and reduce real economic activity.

The empirical evidence on the bank-lending channel is not very convincing. Mishkin (1996) explains that commercial banks, nowadays, can issue a variety of financial instruments that can serve as substitutes for demand deposits. By doing this, they can relax the restrictions that otherwise would be imposed by a monetary contraction, like for instance, loosening demand deposits.

One interesting approach for testing the credit channel is provided by Kashyap, Stein, and Wilcox (1993). The authors establish a simple model that explains that two necessary conditions must be satisfied if monetary policy is to impact aggregate demand in part through a distinct lending channel. The first condition is that loans and commercial paper must be imperfect substitutes in bank assets. The second condition is that loans and commercial paper must be imperfect substitutes in corporate liabilities.

Contrary to credit channel theories, balance sheet channel theories of monetary policy focus on the balance sheet of borrowers (households or firms) and not on the institutional details of financial institutions. In the balance sheet explanation, shifts in monetary policy affect the financial situation of borrowers, both directly and indirectly. A tight monetary policy directly weakens borrowers' balance sheets in at least two ways. First, rising interest rates directly increase interest expenses, reducing net cash flows and weakening the borrower's financial position. Second, rising interest rates are also typically associated with declining asset prices, which among other things shrink the value of the borrower's collateral.

For firms there is also an indirect effect related to the deterioration in consumers' expenses of its products. The firm's revenues will decline while its various fixed or quasi-fixed costs do not adjust in the short run. The financing gap, therefore, erodes the firm's net worth and creditworthiness over time.

Lower net worth means that lenders in effect have less collateral for their loans, and so losses from adverse selection are higher. A decline in net worth, which raises the adverse selection problem, thus leads to decreased lending to finance investment spending.

Lower net worth of business firms also increases the moral

hazard problem because it means that owners have a lower equity stake in their firms, giving them more incentive to engage in risky investment projects. Since taking on riskier investment projects makes it more likely that lenders will not be paid back, a decrease in business firm's net worth leads to a decrease in lending and hence in investment spending.<sup>6</sup>

In contrast to bank lending theory, balance sheet channel theory has had much more success empirically in explaining the reactions of firms to monetary policy, as posited by Gertler and Gilchrist (1994).<sup>7</sup> Gertler and Gilchrist study the effects of a tightening of monetary policy on large and small manufacturing firms. They find that the effect of cash flow squeeze on economic behavior depend largely on firms' ability to smooth the drop in cash flows by borrowing. Gertler and Gilchrist indicate that in the case of firms, the balance sheet channel can be much more relevant for relatively small firms than for large firms. The classification of small and large firms for them is related to their capacity to access the financial markets.

The large firms can be at least temporally able to maintain their levels of production and employment in the face of higher interest costs and declining revenues through other sources of short-term credit like commercial paper. However, the small firms, who have more limited access to short-term credit markets, tend to lose inventories by cutting work-hours and production.<sup>8</sup>

The literature on the empirical relevance of balance sheet channel in developed countries is by now well established, Mishkin (1996). However, very little is known in this literature for emerging market economies. Mishkin (2001b) stresses that these economies experience much more market imperfections in their financial markets than developed economies. They have much less developed financial markets, in particular much less developed capital markets. Therefore one can infer that balance sheet theory of monetary

<sup>6</sup> Caballero et al. (2001) and Caballero et al. (2003) are theoretical approaches of the balance sheet theory from the perspective of firms.

<sup>7</sup> See also Krugman (1998) and Krugman (1999).

<sup>8</sup> Caballero et al. (2001) and Caballero et al. (2003) are theoretical approaches of the balance sheet theory from the perspective of firms.



transmission can be even more relevant in emerging market economies than in developed economies.

The credit view as a whole is interesting and important for several reasons. First, if the credit view is correct, it means that monetary policy can affect the real economy without much variation in the open-market interest rates. Second, the view can explain how monetary contraction influences investment and inventory behavior. Finally, the credit view also implies that the impact of monetary policy on economic activity is not always the same. It is also sensitive to the state of firms' balance sheet and health of the banking sector.

In the next section, we will start describing the data we will later use in our econometric analysis.

### 3. Data



We divide our description of the data in two parts. In the first part, we show how we classify firms in respect to their access to the financial markets. We take size, measured by total assets, as our classification criteria following Gertler and Gilchrist (1994). We observe that size is highly correlated with other financial variables that indicate the capacity firms have to access the financial markets. We classify firms in small and large. We will show that our small firms have relatively less access to the financial markets than large corporations. After sorting out firms, we proceed to explain how we identify the monetary contraction shocks. For this we use the SELIC rate as our main measure of monetary contractions and the Boshen-Mills (1995) index as our second alternative measure.

### **3.1. Classifying firms in large or small**

We have two distinct databases of firms. In both we exclude financial firms. Our main empirical analyses are done with a database composed of 291 public firms and 102 private firms with quarterly financial statements. Our sample period for this database goes from the fourth quarter of 1994 to the fourth quarter of 2007.<sup>9</sup> We also use, for robustness analyses, a database of private firms with end of year financial statements. In this database there are 4,797 private firms. The information related to private firms is confidential and come from Gazeta Mercantil and SERASA. In this case our sample period goes from 1997 to 2007.

Our interest in separating firms in large and small ones is that, as Gertler and Gilchrist (1994) point out, by doing this we can infer the level of access to the financial markets of the corporations. In theory, small firms will depend much more on bank loans than large firms. The latter will also issue much

<sup>9</sup> Economática and Comissão de Valores Mobiliários, CVM, provide the information.

more short and long term commercial paper or debt and have much more access to capital markets, issuing more ordinary and preferred stocks.

Later on, in our empirical analysis we will study the reaction of three variables to monetary contractions. The variables are: inventories/assets, net operational revenues/assets and long-term debt/assets. These variables are as Gertler and Gilchrist (1994) stress some of the most important variables to identify the balance sheet channel. We are assuming that size of firms, which is the criteria we use to select our sample, is independent of these variables. This assumption guarantees that our selected sample is unbiased.

We consider a possible candidate for being small, a firm whose logarithm of total assets is less or equal to the percentile 30 of the distribution of total assets in at least one quarter or year. In a similar fashion, we consider a possible candidate for being a large firm, one whose logarithm of total assets is greater or equal to the percentile 70 in at least one year. To choose the small firms, we consider those that we consider to be small in at least one quarter. By doing this we obtain 65 small firms and 54 large firms.

We look at every quarter or year at the skewness of the distribution of small and large. We could have problems in our sample selection if the distribution of small firms were skewed to the right or if the distribution of large firms were skewed to the left. This could indicate that our cut-off for small and large is not a good one. The average of quarterly skewness (considering all periods) we observe for small firms was 0.80 and for large firms was 1.5. In the case of end of the year information the skewness (considering all periods) was 0.84 for small firms and 1.3 for large firms. These results indicate that our classification scheme is not a bad one as far as the cut-off is size concerned.

Panel A of table 1 shows the small and large public and private firms with quarterly information separated by the sector of the economy they belong to. As one would imagine, large firms (25%) come from the concessionaries followed by the food and beverages sector (12%) while small firms come mostly from food and beverages sector (9.8%) followed by the service sector (8.8%).

Panel B of table 1 lists mean values of some financial

characteristics of small and large firms for the whole sample relative to its assets. As we can easily verify, large firms have greater long and short-term debt in average than small firms. Large firms also issue much more long-term commercial paper, ordinary and preferred stocks than small firms. Finally, 51% of large firms (34 firms) have much more outstanding loans at BNDES compared to only 21% of small firms (21 firms).

Panel C of table 1 shows some mean tests for these characteristics considering the financial statements of the last quarters of the years 1999, 2002 and 2005. As one can see all *p-values* of the differences of characteristics means between large and small are close to zero. Therefore, it seems that small firms in our sample differ from large firms as far as access to the financial market is concerned. They have less access to the financial markets.

Panel D of table 1 shows the small and large private firms with end of the year information separated by the sector of the

**TABLE 1. SMALL AND LARGE FIRMS WITH QUARTERLY DATA: FINANCIAL CHARACTERISTICS**

**Panel A. Small and large firms with quarterly information by sectors of the economy**

<i>Industries</i>	<i>Large firms</i>			<i>Small firms</i>			<i>Total</i>
	<i>N</i>	<i>Log(assets)</i>	<i>Net operational revenues/assets</i>	<i>N</i>	<i>Log(assets)</i>	<i>Net operational revenues/assets</i>	
Chemical petroleum	2	17.35	0.63	0	15.32	0.43	15
Food and beverages	8	13.22	0.47	10	11.21	0.55	24
Mining metallurgy	4	12.32	0.45	8	10.43	0.62	26
Electro/electronic equipment	1	11.25	0.33	8	9.10	0.31	32
Transportation	3	10.22	0.18	6	8.41	0.44	20
Public services	17	12.12	0.41	6	10.11	0.56	46
Textiles	0	11.24	0.23	8	9.12	0.62	29
Services	2	11.43	0.46	9	8.34	0.44	35
Others	29	10.22	0.52	49	9.23	0.21	166
<i>Total</i>	<i>66</i>			<i>102</i>			<i>393</i>

**Panel B. Financial characteristics of firms with quarterly information**

<i>Financial characteristics</i>	<i>Large firms (A)</i>				<i>Small firms (B)</i>			
	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>Median</i>	<i>Standard deviation</i>	<i>N</i>	<i>Average</i>	<i>Median</i>	<i>Standard deviation</i>
Log(assets)	66	16.21	11.5	3.15	102	12.18	9.48	3.67
Operational revenues/ assets	66	0.63	0.96	0.75	102	0.21	0.14	0.45
Financial expenses/ assets	66	0.13	0.11	0.21	102	0.07	0.08	0.21
Fixed assets/ assets	66	0.63	0.42	0.31	102	0.54	0.18	0.65
Short term debt/ assets	66	0.65	0.61	0.86	102	0.54	0.18	0.65
Long term debt/ assets	66	0.18	0.05	0.12	102	0.09	0.15	0.23
BNDES loans	34 (51%)				21 (21%)			

**Panel C. Mean tests of financial characteristics of large and small firms with quarterly information**

	<i>Mean tests</i>		
	<i>4T1994</i>	<i>1T2000</i>	<i>3T2007</i>
Ln(assets)	4.51 (0.000)	4.76 (0.000)	5.42 (0.000)
Ln(inventories)	2.65 (0.000)	3.36 (0.000)	2.95 (0.000)
Ln(net operational revenues)	3.34 (0.000)	3.88 (0.000)	4.42 (0.000)
Ln(short term debt)	3.24 (0.000)	3.96 (0.000)	4.65 (0.000)
Ln(long term commercial paper)	1.53 (0.02)	1.86 (0.06)	1.58 (0.04)

**Panel D. Small and large private firms with end of the year information and sectors of the economy**

<i>Industries</i>	<i>Large firms</i>			<i>Small firms</i>			<i>Total (2002)</i>
	<i>N</i>	<i>Log(assets)</i>	<i>Net operational revenues/assets</i>	<i>N</i>	<i>Log(assets)</i>	<i>Net operational revenues/assets</i>	
Chemical petroleum	8	12.16	0.62	3	9.23	0.57	115
Food and beverages	18	9.22	0.42	9	10.43	0.35	139

Mining metallurgy	9	11.23	0.21	4	10.21	0.26	129
Electro/electronic equipment	6	10.15	0.52	5	11.12	0.15	34
Transportation	8	9.22	0.59	6	8.73	0.21	101
Public services	12	8.33	0.48	3	7.25	0.46	42
Textiles	11	8.24	0.13	8	9.24	0.75	145
Services	4	19.51	0.21	36	11.34	0.61	104
Others	18	13.20	0.37	28	7.02	0.355	3,988
<i>Total</i>	<i>77</i>			<i>102</i>			<i>4,797</i>

**Panel E. Financial characteristics of private firms with end of the year information**

<i>Financial characteristics</i>	<i>Large firms (A)</i>				<i>Small firms (B)</i>			
	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>Median</i>	<i>Standard deviation</i>	<i>N</i>	<i>Average</i>	<i>Median</i>	<i>Standard deviation</i>
Log(assets)	77	11.79	10.0	3.42	102	8.10	8.50	4.96
Operational revenues/assets	77	0.53	0.91	2.50	102	0.21	0.46	0.46
Financial expenses/assets	77	0.11	0.03	1.18	102	0.18	0.13	0.28
Fixed assets/assets	77	0.56	0.25	0.35	102	0.37	0.33	0.56
Short term debt/(assets)	77	0.31	0.42	0.66	102	0.41	0.12	0.35
Short term dollar debt/(assets)	77	0.15	0.21	0.31	102	0.21	0.34	0.25
Long term commercial paper/assets	77	0.12	0.06	0.21	102	0.18	0.21	0.19

**Panel F. Mean tests of financial characteristics of large and small private firms with end of the year financial statements**

	<i>Mean Tests</i>		
	<i>1997</i>	<i>2002</i>	<i>2004</i>
Ln(assets)	3.125 (0.000)	6.01 (0.000)	2.166 (0.000)
Ln(inventories)	1.312 (0.000)	1.897 (0.000)	2.369 (0.000)
Ln(net operational revenues)	2.412 (0.000)	3.502 (0.000)	4.472 (0.000)
Ln(short term debt)	3.087 (0.000)	4.455 (0.000)	4.213 (0.000)



Ln(long term commercial paper)	2.35 (0.05)	1.15 (0.06)	1.57 (0.09)
-----------------------------------	----------------	----------------	----------------

NOTES: Our sample is composed of 291 non-financial public corporations and 4,797 private firms. Of the private firms, 102 disclose quarterly information as well as yearly information while all the others disclose yearly information only. The information of the public corporations comes from CVM, and the information of the private firms comes from confidential information from SERASA and Gazeta Mercantil. We collect financial statements from these corporations starting in the fourth quarter of 1994 and ending in the fourth quarter of 2007. We classify a firm as large when its logarithm of its total assets is above the percentile 70 in at least one quarter or year of our sample period. We classify a firm as small when the logarithm of its total assets is below percentile 30 in at least one quarter or year of our sample period. Panel A shows small and large firms with quarterly information separated by sectors of the economy. Panel B shows some financial characteristics of small and large firms with quarterly financial statements. Panel C shows the results of mean tests of financial characteristics of small and large firms with quarterly financial statements. Panel D shows small and large private firms with end of the year information separated by sectors of the economy. Panel E shows some financial characteristics of small and large private firms with end of the year financial statements. Panel F shows the results of mean tests of financial characteristics of small and large private firms with end of the year financial statements.

economy they belong to. We have 4,797 non-financial firms in our database with balance sheet information for all years from 1997 to 2007. There are 77 large firms and 102 small firms. Of the large firms, 23% come from the food and beverages sector and 11% come the mining sector. In the case of small private firms, 36% come from the service sector, while 9% come from the food and beverages sector.

Finally, Panels E and F of table 1 lists financial characteristics of small and large private firms with end of the year balance sheet information as well mean tests. Large private firms have greater long and short-term debt in average than small private firms and issue more commercial paper. Therefore, it seems that small private firms in our sample differ from large firms as far as access to the financial market is concerned. They seem to have less access to the financial markets.

### **3.2. Measures of monetary contractions**

After having classified firms in small and large, we now move to explain how we define a monetary contraction. A prerequisite for all our tests is a good indicator of monetary policy. However as Bernanke and Mihov (1998) point out there is no consensus in the literature as to the best indicator

of monetary stance. We decide to use two measures for indicate monetary contractions: the SELIC rate and the Boshen-Mills (1995) index.<sup>10</sup>

Bernanke and Blinder (1993) advocate that the interest rate set by the central bank in its open market operations is a good indicator of monetary policy except in periods where the interest is very volatile, which was not the case in Brazil in our sample period (that goes from the fourth quarter of 1999 to the fourth quarter of 2007).

We use the quarterly series of the effective SELIC rate. SELIC rate is a nominal interest rate that the Central Bank of Brazil sets as its target in open market operations. We consider this series more relevant to characterize monetary contractions than the real SELIC rate because the latter depends on expectations on inflation. Only recently, have expectations of inflation of the private agents became public. If we use this series therefore this would hamper our capacity to perform empirical tests.

We define a monetary contraction by looking at the first difference of SELIC. A monetary contraction occurs in the quarter in which we observe that the modulus of the first difference of the SELIC is greater than the mean of the series plus one standard deviation. Panel A of table 2 shows descriptive statistics of the series of the first difference of the SELIC rate in several sub-samples.

We observe four monetary contractions using these criteria. They occur in the following quarters: second quarter of 1995, fourth quarter of 1997, fourth quarter of 1998 and second quarter of 1999.

Our second methodology of identifying monetary shocks is related to the Boshen-Mills (1995) index. Boshen and Mills read the US Federal Open Market Committee (FOMC) documents and classify monetary contractions in five categories: strongly expansionary, mildly expansionary, neutral, mildly contractionary, and strongly contractionary. The classification

<sup>10</sup> Bernanke and Mihov (1998) propose another form of identifying monetary shocks, in particular monetary contractions. They build a flexible VAR model that nests previous VARs based on more specific assumptions about FED's monetary policy, such as funds rate target, and non-borrowed reserves target. The methodology is useful for calculating high frequency monetary shocks or as indicator of the overall stance of monetary policy.

**TABLE 2. MONETARY CONTRACTIONS**

	<i>First phase of Real Plan</i>	<i>Second phase of Real Plan</i>	<i>Third phase of Real Plan</i>	<i>Whole sample</i>	<i>Shocks</i>
	<i>1994/4 to 1998/3</i>	<i>1998/4 to 2002/4</i>	<i>2002/5 to 2007/4</i>	<i>1994/4 to 2005/4</i>	<i>1995/2 1997/4 1998/4</i>
<b>Panel A. Nominal SELIC rate</b>					
Mean of first difference	-0.018	-0.0019	-0.003	-0.008	0.14
Standard deviations SELIC, first difference	0.082	0.046	-0.0024	0.057	0.017
Median of first difference	-0.018	-0.0021	0.0009	-0.0031	0.15
<b>Panel B. Real ex post SELIC rate</b>					
Mean of first difference	0.013	-0.0082	0.0138	0.035	0.18
Standard deviations SELIC, first difference	0.086	0.051	0.0098	0.047	0.08
Median of first difference	-0.00067	-0.0056	0.0027	-0.0019	0.14
<b>Panel C. Boshen-Mills (1995)</b>					
	<i>First phase of Real Plan</i>	<i>Second phase of Real Plan</i>	<i>Third phase of Real Plan</i>		
	<i>1994/4 1998/3</i>	<i>1998/4 to 2002/4</i>	<i>2003/1 2007/4</i>		
Very expansionist	3	0	0		
Moderately expansionist	2	5	12		
Neutral	1	16	13		
Moderately contractionist	1	13	23		
Very contractionist	2	1	1		
	<i>1995/2, 1997/4 and 1998/4</i>	<i>1999/2</i>	<i>2002/4</i>		

NOTES: To define a monetary contraction we use two methods; SELIC rate and the Bosch-Mills (1995) index. Panel A shows the quarters of monetary contractions defined by the SELIC rate. With this method we identify a quarter of monetary contraction when the first difference of the SELIC rate is greater than the average of the first difference of the SELIC rate plus one standard deviation. Panel B shows the Boshen-Mills (1995) method. The method consists of reading all COPOM documents and classifying monetary policy in five categories: very expansionist, moderately expansionist, neutral, moderately contractionist and very contractionist.

is based on relative weights they perceived the FED put on the short-term tradeoff between inflation against unemployment.

To build Boshen-Mills (1995) index for Brazil we read all COPOM documents and other official documents related to the interest rate decision and for each document classified monetary policy in one of the five categories mentioned above. Panel B of table 2 details the results of our classification. We identify five COPOM meeting that can be categorized as strongly contractionary. These meetings were in the second quarter of 1995, fourth quarter of 1997, the fourth quarter of 1998, the second quarter of 1999 and in the fourth quarter of 2002. The SELIC criteria identified four of these (second quarter of 1995, fourth quarter of 1997, the fourth quarter of 1998, the second quarter of 1999). The category with more observations is the neutral category, with more fifteen observations.

After describing our sample of small and large firms as well as our monetary contractions, we proceed to our empirical analysis. We start by looking at firms with quarterly information. We divide it in there distinct parts. In the first place, we try to understand how small and large firms react to monetary policy by looking at some time series evidence of growth rates of inventories, short-term debt and net operational revenues around the quarters of monetary contractions. In the second place, we do some non-structural analysis of the reaction of small versus large firms considering systems of equations and impulse responses related to a VAR. In the third place, we will proceed by doing two types of structural analyses: a time series analysis with aggregate data or our sample of large and small firms; and an individual analysis, by performing a dynamic unbalanced panel with random effects of large and small firms.



## 4. Non-structural empirical analysis of public firms



#### **4.1. Time series evidence**

We study in this paper the reactions to monetary contractions of three variables: inventories divided by total assets, net operational revenues divided by total assets and long-term debt divided by total assets. Inventories are of interest partly because they are important for business fluctuations and partly because they provide some help in identifying the influence of financial factors.

We construct each one of the three series for small and large firms with quarterly financial statements taking an average of each series at every quarter from the fourth quarter of 1994 to the fourth quarter of 2007.

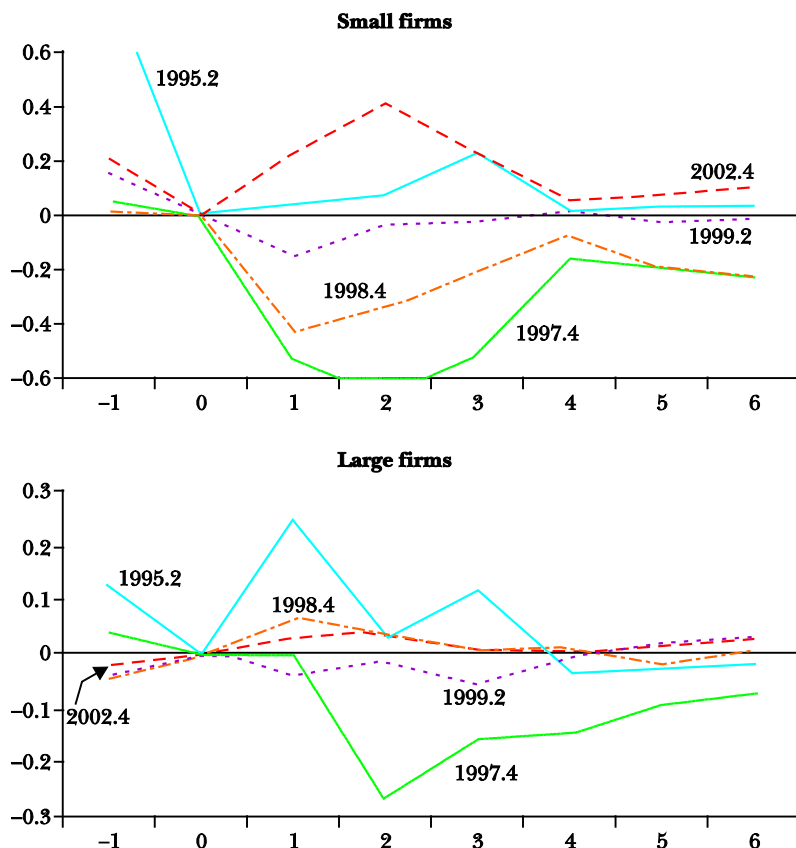
Figures 1, 2 and 3 show for each type of firms, small or large, the non-accumulated growth rates of each of the three series above with seasonal adjustments around monetary contractions.

We consider in the figures four quarters of monetary contractions (three are related to the SELIC criteria): second quarter of 1995, fourth quarter of 1997, fourth quarter of 1998 and second quarter of 1999. We include another quarter of monetary contraction defined by Boshen-Mills (1995) index: the third quarter of 2002. A simple visual inspection of growth rates of inventories, net operational revenues and short-term debt show for small public firms some much more volatility than the correspondent large public firm series.

Figure 1 shows that, in general, small firms immediately after a monetary contraction tend to accumulate inventories at a higher pace, but two or three quarters after the shock, they experience a decrease in the growth rate of inventories. In the case of large firms, the patterns of response to monetary contractions differ depending on the quarter the monetary contraction occurs. For the monetary contractions of the second phase of the Real Plan, starting in January 1999, large public firms do not experience a decrease in the growth rate of inventories. The contrary happens in the first phase of the



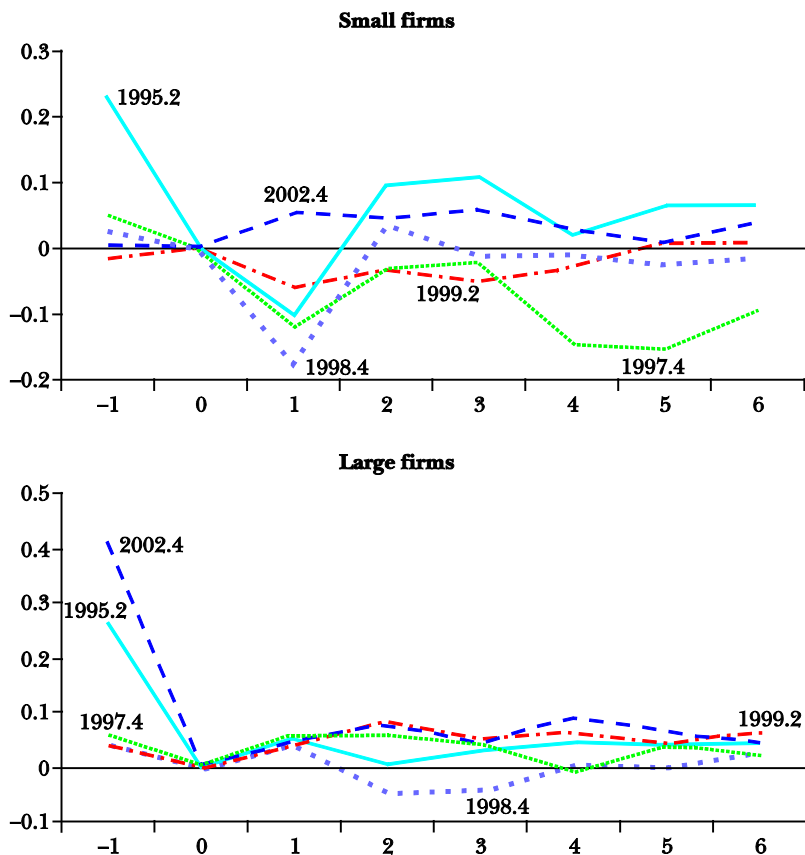
**FIGURE 1. GROWTH RATES OF INVENTORIES TO ASSETS NEAR MONETARY CONTRACTIONS (NON-ACCUMULATED AVERAGES), 1995-2002**



Real Plan, where as much as a 60% decrease in the growth rate of inventories is observed. It seems then that large public firms have more capacity to adjust the dynamics of their inventories than small firms.

In the case of net operational revenues, figure 2 makes clear that small and large firms respond very differently. The former after almost all monetary contractions, experience a decrease in the growth rate of operational revenues. In some cases the growth rates decrease as much as 20%. Net operational revenues of large firms are much less sensitive to monetary contractions on the contrary. They hardly decrease and in most monetary contractions increase after a monetary contraction.

**FIGURE 2. GROWTH RATES OF NET OPERATIONAL REVENUES TO ASSETS NEAR NEAR MONETARY CONTRACTIONS (NON-ACCUMULATED AVERAGES), 1995-2002**

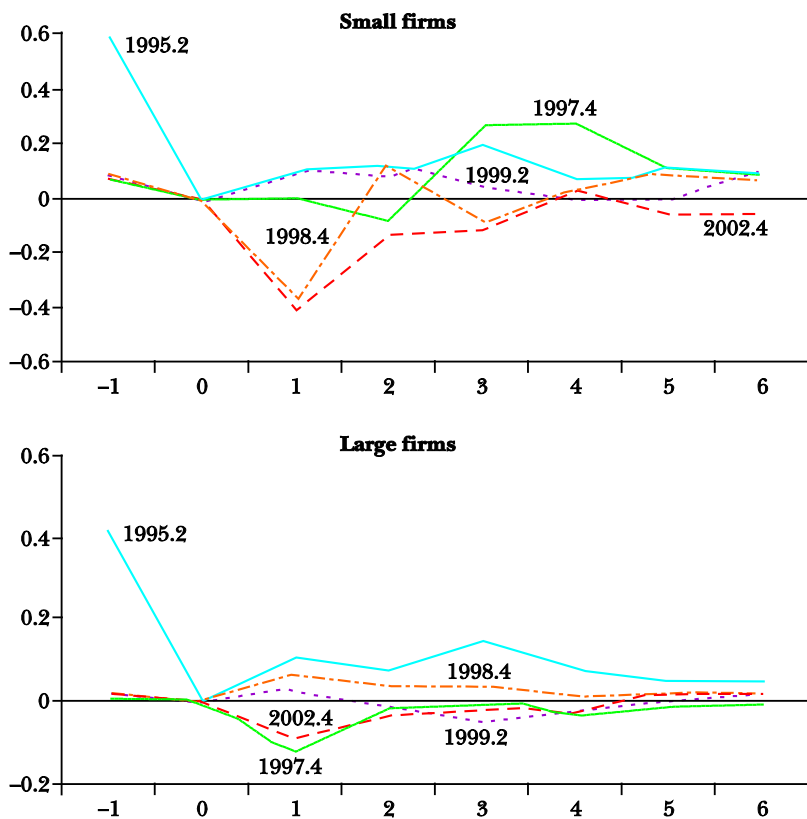


In the case of long-term debt, we also see differences in the responses of small and large firms. Large firms seem to respond either decreasing the growth rate in the monetary contractions, like in the fourth quarter of 2002 and fourth quarter of 1998 or increasing the growth rate after others shocks. For small firms the series of short-term debt is less volatile. In all monetary contractions, the large firms after some quarters manage to increase the growth rate of long-term debt, what the small firms are not capable of doing.

After having done a descriptive analysis of the behavior of the growth rates of inventories, short term debt and net operational revenues of small and large firms near monetary contractions, we look at some more formal evidence in the next

section. We start by doing some non-structural analysis using systems of equations and a VAR to see how these series react to monetary contractions.

**FIGURE 3. GROWTH RATES OF LONG-TERM DEBT TO ASSETS NEAR MONETARY CONTRACTIONS (NON-ACCUMULATED AVERAGES), 1995-2002**



#### 4.2. Systems of equations

We start with a system of equations approach. Each equation models the dynamics of inventories divided by total assets, long-term debt divided by total assets and net operational revenues divided by total assets.<sup>11</sup> We estimate two

<sup>11</sup> We define short-term debt as the sum of short-term domestic debt and net short term external debt. Net short term external debt is obtained subtracting from short-term external debt the short term open positions in foreign exchange swaps.

systems. In one of them we have only as regressors: lags of the dependent variable, lags of a dummy variable indicating a monetary contraction, and, in the case of inventories and long-term debt, we include one lag of net operational revenues. We refer to this system from now as System 1. In the second system we use the same regressors of System 1 and include some lags of macroeconomic variables, such as the growth rate of GDP, inflation rate and the SELIC rate. We call this system from now as System 2.

For System 1 we choose as regressors four lags of the dependent variable and eight lags of the monetary contraction dummy variables. In the case of inventories and long-term debt we use also as regressors four lags of net operational revenues as regressors. We use the Akaike and Schwarz criteria to identify the number of lags of all the regressors.

We look for empirical evidences that the dependent variables are affected differently by monetary contractions depending if they are small or large. Our null hypothesis in the case of small firms is that the sum coefficients of the monetary contractions dummies are negative. We expect to reject this hypothesis in the case of large firms, though. We estimate all systems using weighted least squares to correct for heteroskedasticity and autocorrelation.

Table 3 shows that small and large firms react differently to monetary contraction. For System 1 and System 2, we can see that the sum of the coefficients of the dummies that indicate monetary contractions are negative and significant for inventories to assets, long-term debt to assets and net operational revenues to assets of small firms. On the contrary, the sum of the monetary contractions is always positive and in most cases not significant in the case of large firms.

For small firms and System 1, in the case of net operational revenues the sum of the monetary contraction coefficients is  $-0.56$  (*p-value*, 0.04); in the case of inventories to assets the sum of the coefficients is  $-0.08$  (*p-value*, 0.05) and finally in the case of long term debt to assets the coefficient is  $-0.18$  (*p-value*, 0.08). For small firms and System 2, in the case of net operational revenues the sum of the monetary contraction coefficients is  $-0.42$  (*p-value*, 0.03); in the case of inventories to assets the sum of the coefficients is  $-0.43$  (*p-value*, 0.02) and finally in the case of long term debt to assets the coefficient is  $-0.81$  (*p-value*, 0.05).

**TABLE 3.** EFFECTS OF MONETARY CONTRACTIONS: SYSTEM OF EQUATIONS USING GENERALIZED LEAST SQUARES

System	Dependent variable	Sum of coefficients	
		Small	Large
System 1	Net operational revenues/assets	-0.56	0.12
		(0.04)	(0.61)
		(0.61)	(0.04)
	Inventories/assets	-0.08	1.64
		(0.05)	(0.12)
		(0.04)	(0.15)
Long term debt/assets	-0.18	-0.73	
	(0.08)	(0.35)	
	(0.05)	(0.07)	
R <sup>2</sup>	0.73	0.41	
Durbin Watson	2.11	1.96	
System 2 (macroeconomic variables)	Net operational revenues/assets	-0.42	-0.15
		(0.03)	(0.44)
		(0.01)	(0.73)
	Inventories/assets	-0.43	0.61
		(0.04)	(0.08)
		(0.02)	(0.32)
Long term debt/assets	-0.81	0.62	
	(0.05)	(0.41)	
	(0.03)	(0.51)	
R <sup>2</sup>	0.21	0.79	
Durbin Watson	1.82	1.94	
Sample		1994Q4 to 2005Q4	1994Q4 to 2005Q4

NOTES: Our sample period goes from the fourth quarter of 1994 to fourth quarter of 2005. Our sample is composed of 291 non-financial public corporations and 102 private firms that disclose quarterly balance sheet information. The information of the public corporations comes from CVM, and the information of the private firms comes from confidential information from SERASA and Gazeta Mercantil. We estimate two types of system. In one of them, we only have as regressors lags of the dependent variable, lags of a dummy variable indicating a monetary contraction and in the case of inventories divided by total assets and long-term debt divided by total assets we include one lag of net operational revenues. We refer to this system from now as System 1. In the second type of system we use the same regressors of System 1 and include four lags of macroeconomic variables, such as the growth rate of GDP, inflation rate and the SELIC rate. We call this system from now on System 2. *P-values* are in parenthesis. The first parenthesis below the number is the *p-value* of the Wald test of sum of the monetary contractions coefficient. The second parenthesis below the number is the *p-value* of the Walt test for the joint significance of the monetary contractions coefficients. We use generalized least squares.

For large firms and System 1, in the case of net operational revenues the sum of the monetary contraction coefficients is 0.12 (*p-value*, 0.61); in the case of inventories to assets the sum of the coefficients is 1.64 (*p-value*, 0.12) and finally in the case of long term debt to assets the coefficient is  $-0.73$  (*p-value*, 0.35). For large public firms and System 2, in the case of net operational revenues the sum of the monetary contraction coefficients is  $-0.15$  (*p-value*, 0.44); in the case of inventories to assets the sum of the coefficients is 1.64 (*p-value*, 0.12) and finally in the case of long term debt to assets the coefficient is  $-0.73$  (*p-value*, 0.35).

We also estimate other specifications, decreasing the number of lags of monetary policy and other regressors, as well as changing the regressors of several of the specifications. Due to space considerations, we do not show the results here but in general they confirm the ones we have just presented.

Next, we look at some evidence of the sensitivity of large and small public firms to monetary contractions by examining impulse response functions of the inventories, long-term debt and net operational revenues in a VAR.

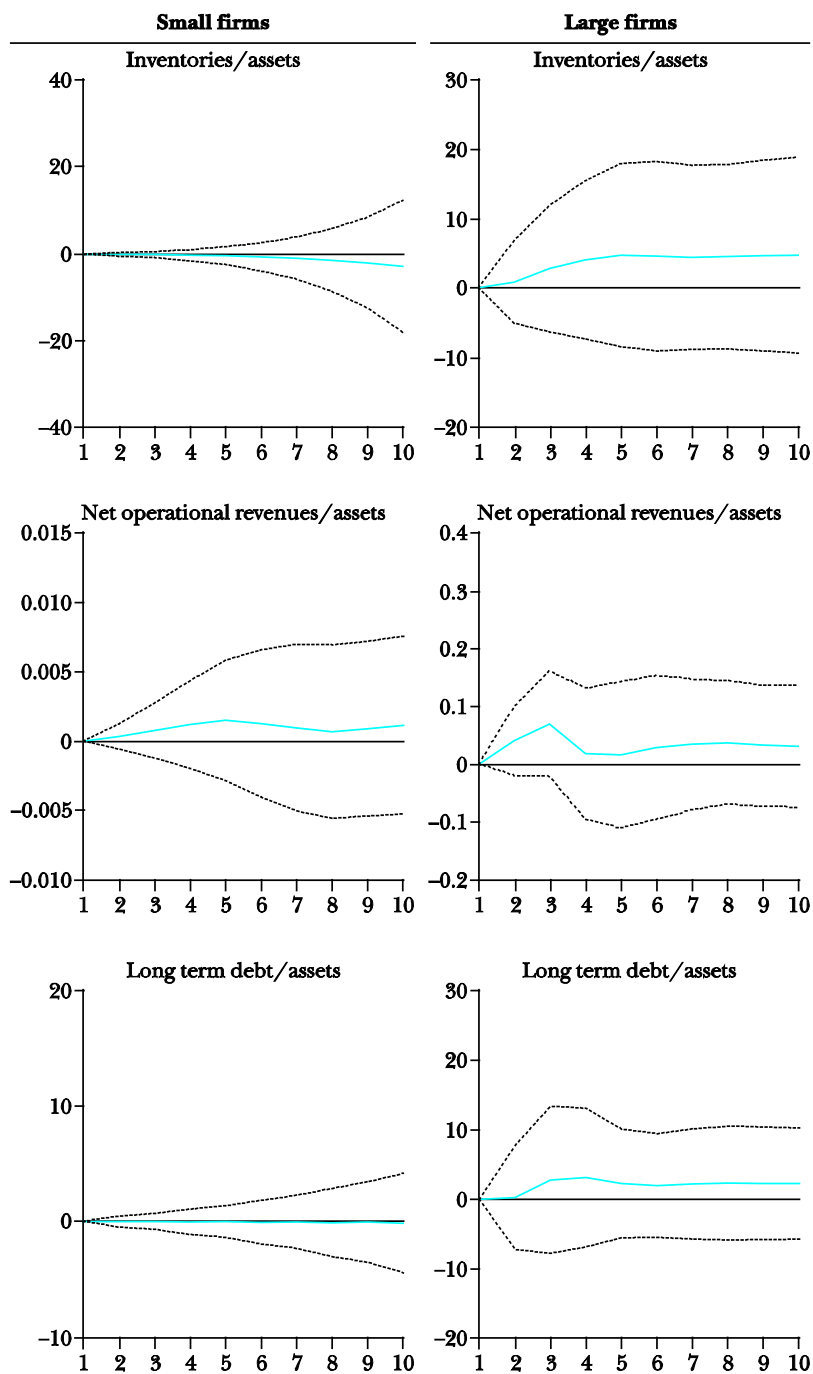
### **4.3. VAR analysis**

We build a two variable VAR. Each VAR has as one of its variables inventories divided by total assets, long-term debt divided by total assets and net operational revenues divided by total assets and as another variable the first difference of the SELIC rate. We use the Akaike and Schwarz criteria to define the number of lags of the VAR and consider the first difference of the SELIC rate as the more exogenous variable.

We look at the accumulated impulse response function. As figure 4 shows the accumulated responses of inventories to assets for small and large public firms are different. The accumulated response after three periods for small public firms is negative, although statistically non-significant, and the accumulated response for large public firms after three quarters is positive and statistically non-significant as well. After ten periods, both accumulated rates are positive and non-significant.

We repeat the same exercise substituting inventories divided by total assets for long-term debt divided by total assets

**FIGURE 4. ACCUMULATED IMPULSE-RESPONSES TO MONETARY CONTRACT-IONS: VAR WITH TWO VARIABLES**



and for net operational revenues divided by total assets. After three periods, the accumulated response of long-term debt divided by total assets is negative though non-significant for small firms and positive and non-significant for large firms. After ten periods, the accumulated responses are positive for large firms and negative for small firms, though again in both cases are non-significant statistically.

In the case of net operational revenues divided by total assets, the accumulated responses are negative for small public firms' series and positive for large public firms after two periods. After ten periods both accumulated responses are positive. In all cases, the responses are not statistically significant.

The results with the VAR do not confirm the evidences presented with the systems of equations approach related to the response of small and large firms to monetary contractions. The great majority of accumulated responses are non-significant. However the overall directions of the responses seem to be in line with the results with the systems of equations.

The evidences so far are not conclusive to state that small and large firms with quarterly information are reacting differently to monetary contractions. To get a much better understanding if this really happening, we need to perform more structural analysis that take in consideration specific aggregate or individual characteristics of small and large firms respectively. Our next section starts to perform such analysis starting with aggregate data of small and large firms.





## 5. Structural analysis with aggregate data of firms with quarterly information



To perform structural analysis with our aggregate data we need to do two things first. First of all, we need to define a control variable in our regressions that can capture the balance sheet effects of monetary contractions. We also need to specify the dynamics of inventories divided by total assets, short-term debt divided by total assets and net operational revenues divided by total assets.<sup>12</sup>

To capture the balance sheet effects we use a proxy to the one Gertler and Gilchrist (1994) use.<sup>13</sup> We call this variable the balance sheet variable (BS from now on) and define it as the ratio between net operational revenues and financial expenses. The numerator captures the effects of monetary contractions related to the assets side of the balance sheets of the corporations while the denominator captures the effects related to the liabilities side.

We also need to model the dynamics of inventories divided by total assets, long-term debt divided by total assets and net operational revenues divided by total assets. For inventories to assets we use the model in equation (1).

$$(1) S_t = a_0 + \alpha_1(S_{t-1}) + \alpha_2(BG_{t-1}) + \alpha_3(BG_{t-2}) + \alpha_4(BG_{t-3}) + \alpha_5(BG_{t-4}) + \alpha_7(R_{t-1}) + \varepsilon_t.$$

To model the quotient between long term debt (called *Debt* in the regression) and total assets we use an AR(1) from now on specification including lags of the balance sheet variable and one lag of the growth rate of net operational revenues divided by total assets, following Géczy, Minton and Schrand (1997). The justification for including the ratio between net operational revenues and total assets in this dynamics is that it shows the ability of the firm to provide collateral, which increase the capacity of firms to issue debt. We also include

<sup>12</sup> We use the same dynamics for small and large firms.

<sup>13</sup> The authors use cash flow instead of operational revenues in the numerator. We are not able to do this because information on cash-flows of firms is not public yet in Brazil.

four lags of the balance sheet variable.<sup>14</sup>

$$(2) \quad Debt = b_0 + b_1 Debt_{t-1} + b_2 Debt_{t-2} + b_3(BS_{t-1}) + b_4(BS_{t-2}) + b_5(BS_{t-3}) + b_6(BS_{t-4}) + \varepsilon_t.$$

As for net operational revenues divided by total assets, we follow Bathke et al. (1984) and model it as an AR(2) process with the inclusion of four lags of the balance sheet variable.

$$(3) \quad R_t = c + \alpha_1(R_{t-1}) + \alpha_2(R_{t-2}) + \alpha_3(BS_{t-1}) + \alpha_4(BS_{t-2}) + \alpha_5(BS_{t-3}) + \alpha_6(BS_{t-4}) + \varepsilon_t.$$

We have two null hypotheses for the case of small firms. One is that at least one coefficient of the balance sheet variable is positive. The other is that sum of balance sheet coefficients is positive. Our null hypothesis for large firms is that no balance sheet coefficient is significant or that the sum of the coefficients is negative. It is important to mention that the variable balance sheet captures not only changes in the balance sheet of firms due to monetary policy but also changes that are independent of monetary policy, such as the ones that are related to normal operations of the firms.

Panels A, B and C of table 4 show the results of our least squares regressions for the case of small and large firms with quarterly information. In these panels we show the results considering several specifications. As expected on a priori basis, when the balance sheet regressor is significant for the small firms' specifications, it is positive and significant in some lags (or in one lag only), or the sum of the balance sheet coefficients is always positive when significant. On the contrary, the balance sheet variable is not positive in any of the large public firms' regressions.<sup>15</sup>

In all panels of table 4, we estimate the dynamics of inventories divided by total assets. We test the overall significance of the regression. We also test for heteroskedasticity with White test and autocorrelation with the Breush-Godfrey autocorrelation test. In the presence of heteroskedasticity we correct using the Newey West. In the presence of autocorrelation,

<sup>14</sup> Debt is long-term debt divided by total assets

<sup>15</sup> All necessary diagnosis tests were done. In table 4 we report the LM autocorrelation test, the normality test of the residuals as well as the heteroskedasticity tests.

**TABLE 4. OLS WITH AGGREGATE DATA**

**Panel A. OLS Aggregate Data Inventories to Assets**

---

<i>Dependent variable equations</i>	<i>Inventories/assets</i>			
	<i>Small firms</i>		<i>Large firms</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	0.31 (0.26)	0.42 (0.21)	0.17 (0.43)	0.82 (0.54)
(Inventories/assets)(-1)		-0.18 (0.04)		0.32 (0.09)
Balance sheet (-1)	0.30 (0.04)	0.22 (0.04)	-0.50 (0.41)	-0.77 (0.83)
Balance sheet (-2)	-0.37 (0.08)	0.14 (0.11)	-1.61 (0.21)	-0.23 (0.28)
Balance sheet (-3)	0.77 (0.44)	0.71 (0.12)	-2.00 (0.21)	0.16 (0.19)
Sum of balance sheet coefficients Wald test	0.70 (0.12)	1.07 (0.08)	-4.21 (0.52)	-2.23 (0.28)
Serial autocorrelation - LM	(0.21)	(0.21)	(0.77)	(0.42)
Heteroskedasticity-White (cross)	(0.0)	(0.12)	(0.82)	(0.31)
Adjusted R <sup>2</sup>	(0.87)	0.51	0.38	0.43
Sample	1994Q4 to 2005Q4	1994Q4 to 2005Q4	1994Q4 to 2005Q4	1994Q3 to 2005Q4

**Panel B. OLS Aggregate Data Long Term Debt to Assets**

---

<i>Dependent variable equations</i>	<i>Long debt/assets</i>			
	<i>Small firms</i>		<i>Large firms</i>	
	(5)	(6)	(7)	(8)
Constant	-0.52 (0.32)	-0.61 (0.31)	-0.71 (0.63)	-0.41 (0.61)
Long term debt/assets(-1)		-0.41 (0.62)		172 (0.52)
Balance sheet ratio (-1)	0.51 (0.04)	0.41 (0.07)	-0.53 (0.86)	-0.93 (0.81)
Balance sheet ratio (-2)	0.31 (0.23)	0.73 (0.44)	-0.49 (0.58)	-0.3 (0.52)
Balance sheet ratio (-3)	0.50 (0.08)	1.06 (0.08)	-0.31 (0.59)	-0.22 (0.61)
Sum of balance sheet coefficients Wald test	1.32 (0.05)	2.20 (0.18)	-1.31 (0.82)	-1.44 (0.32)
Serial autocorrelation - LM	(0.88)	(0.28)	(0.09)	(0.42)
Heteroskedasticity-White (cross)	(0.06)	(0.04)	(0.56)	(0.51)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.52	0.61	0.41	0.52
Sample	1994Q4 to 2005Q4	1994Q4 to 2005Q4	1994Q4 to 2005Q4	1994Q4 to 2005Q4

Panel C. OLS Aggregate Data Net Operational Revenues to Total Assets

<i>Dependent variable equations</i>	<i>Net operational revenues/assets</i>			
	<i>Small firms</i>		<i>Large firms</i>	
	(9)	(10)	(11)	(12)
Constant	0.13 (0.21)	0.41 (0.55)	1.15 (0.15)	2.31 (0.16)
Net operational revenues/assets(-1)		0.16 (0.39)		-0.76 (0.13)
Balance sheet (-1)	0.15 (0.31)	0.72 (0.43)	-0.18 (0.09)	-0.41 (0.81)
Balance sheet (-2)	0.61 (0.08)	0.51 (0.01)	-0.18 (0.23)	-1.44 (0.02)
Balance sheet (-3)	0.46 (0.39)	0.77 (0.06)	-0.09 (0.98)	-2.00 (0.23)
Sum of balance sheet coefficients	1.22	2.00	-0.45	-2.00
Wald test	(0.01)	(0.24)	(0.35)	(0.23)
Serial autocorrelation - LM	(0.06)	(0.18)	(0.85)	(0.73)
Heteroskedasticity-White (cross)	(0.32)	(0.19)	(0.52)	(0.91)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.61	0.65	0.32	(0.51)
Sample	1994Q4 to 2005Q4	1994Q4 to 2005Q4	1994Q4 to 2005Q4	1994Q4 to 2005Q4

NOTES: Our sample period goes from the fourth quarter of 1994 to fourth quarter of 2007. Our sample is composed of 291 non-financial public corporations and 102 private firms that disclose quarterly information. The information of the public corporations comes from CVM, and the information of the private firms comes from confidential information from SERASA and Gazeta Mercantil. Panel A presents the results of OLS estimation for the dynamics related to the growth rate of inventories to assets. Our main specification follows equation (1) in the text. Panel B presents the results of OLS estimation for the dynamics related to the growth rate of short term debt to assets. Our main specification follows equation (2) in the text. Panel C presents the results of OLS estimation for the dynamics related to the growth rate of net operational revenues to assets. Our main specification follows equation (3) in the text. In all estimations, we perform tests for autocorrelation and heteroskedasticity of the residuals. In the presence of heteroskedasticity we correct using the Newey West and in the presence of autocorrelation we include other lags of the dependent variables as regressors. In this last case, we only report the estimated coefficients of the regressors of our main specifications. In parenthesis we have *p-values*.

we include more lags of the dependent variable.

In panel A, we test two specifications for small and large firms: one not including net operational revenue divided by total assets as a regressor, (1) in the case of small firms and (3) in the case of large firms; and another specification including this term, (2) for small firms and (4) for large firms. For specification (1) we see that the lag one of the balance sheet

regressor is positive 0.30 (*p-value*, 0.04) and the sum of balance sheet coefficients is positive but non-significant 0.70 (*p-value*, 0.12). For specification (2) the lag one of the balance sheet coefficient is positive and significant 0.22 (*p-value*, 0.04) and the sum of balance sheet coefficients is positive and non-significant 1.07 (*p-value*, 0.08). In the case of large firms, specification (3) and (4) shows that all balance sheet coefficients are negative and non-significant as well as the sum of the balance sheet coefficients,  $-4.21$  (*p-value*, 0.52) in the case of specification (3) and  $-2.23$  (*p-value*, 0.28) in the case of specification (4).

In panel B, we test two specifications for small and large firms related to long-term debt: one not including net operational revenue divided by total assets as a regressor (5) in the case of small firms and (7) in the case of large firms and another specification including this term (4) for small firms and (6) for large firms. For specification (5) we see that the lag one and lag three of the balance sheet regressor are positive, 0.51 for lag one (*p-value*, 0.04), and 0.50 for lag three (*p-value*, 0.08) respectively. For specification (6) the lag three of the balance sheet coefficient is positive and significant 1.06 (*p-value*, 0.08), and the sum of balance sheet coefficients is positive and non-significant 2.20 (*p-value*, 0.18). In the case of large firms, neither the balance sheet coefficients nor their sum are significant in any specification.

In panel C, we test two specifications for small and large firms related to net operational revenues: one not including net operational revenue divided by total assets as a regressor, (9) in the case of small firms and (11) in the case of large firms; and the other specification including this term, (10) for small firms and (12) for large firms. In the case of large firms, neither the balance sheet coefficients nor their sum are significant in any of the specifications. In the case of small firms, lag two of the balance sheet variable in equation (9) is positive and significant and the sum of balance sheet coefficients is also positive (1.22) and significant (*p-value*, 0.01). In the case of equation (10), the coefficient of lag two of the balance sheet variable is positive and significant: 0.51 (*p-value*, 0.01), and the sum of the coefficients is positive and significant: 2.00 (*p-value*, 0.24).

We do several robustness tests. We change our sample



period. We interact the dummy variable that indicates a monetary shock with all four lags of the balance sheet variable. We also include a control variable that indicates a financial crisis in Brazil in our sample period. In general, our results do not change. Due to space considerations once more we do not report the results.

Our results with the structural analyses with aggregate data seem to show that small firms seem to respond differently to monetary contractions than large firms do. The results so far indicate that they respond very much like the balance sheet theory of monetary policy would predict. In the next section we look a little deeper in the responses of small versus large firms by looking at individual data on firms. To do this we perform a generalised method of moments (GMM) estimation of an unbalanced dynamic panel with random effects.

6. Individual analysis of the responses  
of small and large firms with quarterly  
financial statements to monetary  
contractions



In this section, we investigate a little further how small and large public firms in our sample respond to monetary contractions. We look at individual data of public firms. By doing this, we use in our regressions control variables that describe several specific characteristics of firms. These characteristics may explain their responses to monetary contractions at an individual level. The characteristics we control for are related to agency costs between the financial markets and firms. Mishkin (2001a) discusses how monetary contractions enhance the agency costs between firms and banks. Firms in which agency costs of debt are higher are the ones that are more sensitive to monetary contractions in general.

To verify the existence of agency costs, we use the ratio of fixed assets to total assets. This ratio gives an idea of the level of collateral that firms can potentially dispose to offer to banks. The greater this ratio, the less the agency costs.

Equations (4), (5) and (6) were used as dynamics for inventories divided by total assets, long-term debt divided by total assets and net operational revenues divided by total assets, respectively. The dynamics are similar to the dynamics of the aggregate series except for the inclusion of the following regressors: an interaction between a binary variable indicating a small firm (small) and a monetary shock; a regressor BNDES indicating that a small firm had outstanding debt with BNDES during our sample period; and the first difference of SELIC rate,<sup>16</sup>

$$(4) \quad S_{it} = a_0 + \alpha_1(S_{it-1}) + \alpha_2(BG_{it-1}) + \alpha_3(BG_{it-2}) + \alpha_4(BG_{it-3}) + \alpha_5(BG_{it-4}) + \\ + \alpha_6(R_{it} - S_{it}) + \alpha_7(R_{it-1}) + \alpha_8BNDES + \alpha_9pequeñas * choque + \\ + \alpha_{10}(\Delta SELIC_t) + \alpha_{11}(activos\ fijos_{it-1}) + \varepsilon_{it}.$$

<sup>16</sup> We use robust standard errors and perform IM, Pesaran and Shin unit root test for panel data that confirms that all series are stationary.

$$\begin{aligned}
 D_{it} = & a_0 + \alpha_1(D_{it-1}) + \alpha_2(D_{it-2}) + \alpha_3(BG_{it-1}) + \alpha_4(BG_{it-2}) + \alpha_5(BG_{it-3}) + \\
 (5) \quad & + \alpha_6(BG_{it-4}) + \alpha_7(R_{it-1}) + \alpha_8 \text{pequeñas} + \alpha_9 \text{pequeñas} * \text{choque} + \\
 & + \alpha_{11}(\text{activos fijos}_{it-1}) + a_{12}(\Delta SELIC_t) + a_{13}(BNDES) + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R_{it} = & a_0 + \alpha_1(R_{it-1}) + \alpha_2(R_{it-2}) + \alpha_3(BG_{it-1}) + \alpha_4(BG_{it-2}) + \alpha_5(BG_{it-3}) + \\
 (6) \quad & + \alpha_6(BG_{it-4}) + \alpha_9 \text{pequeñas} * \text{choque} + \alpha_{10} \text{pequeñas} * (R_{it-1}) + \\
 & + \alpha_{11}(\text{activos fijos}_{it-1}) + a_{12}(\Delta SELIC) + a_{13}BNDES + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned}$$

We are interested in the sign of the dummy variable of the interaction between small firms and the monetary shock. If the balance sheet explanation of the monetary policy is prevalent, the sign of this coefficient should be negative. In the case of the agency costs variable, we expect the fixed assets divided by total assets variable to be positive, meaning that firms with more collateral have less agency costs. As for the balance sheet variables we expect it to be positive in all lags or that their sum be positive.

We use GMM with random effects –due to the fact that we have dummy variables as regressors that invalidate the use of GMM with fixed effects, Arellano and Bond (1991)–. We use White period error robust covariance to control for heteroskedasticity and autocorrelation related to the error. We test the endogeneity of the regressors in all estimations with Hausman tests. Also, several instruments and over identification of the instruments were tested.<sup>17</sup>

Panels A, B and C of table 5 show the results of the estimation of the dynamics of inventories to total assets, long term debt to total assets and net operational revenues to total assets.<sup>18</sup> As it is evident, the coefficient of small firms is significant and has the expected negative sign in the great majority of the small firms specifications.

Panel A of table 5, presents the estimation of the dynamics of inventories divided by total assets. For all three specifications of small public firms we see that the coefficient of the interaction between the monetary shock and small firm is negative

<sup>17</sup> In All estimations we used as instruments four lags of fixed assets divided by total assets. The other instruments were the regressors.

<sup>18</sup> We use robust standard errors in our regressions to correct for autocorrelation and heteroskedasticity.

**TABLE 5. DYNAMIC PANEL WITH RANDOM EFFECTS: SMALL AND LARGE FIRMS WITH QUARTELY INFORMATION-GMM WITH RANDOM EFFECTS**

**Panel A. Dynamic Panel Random Effects Quarterly Data Inventories to Assets**

List of intruments:

- Equation (1): fixed assets/assets (–1 to –4) Small\*shock.
- Equation (2): fixed assets/assets (–1 to –4) Small\*shock.
- Equation (3): fixed assets/assets (–1 to –4) Small\*shock and BNDES\*PQN ΔSELIC BNDES

<i>Dependent variable</i>	<i>Inventories/assets</i>		
	(1)	(2)	(3)
Constant	0.42 (0.02)	0.21 (0.03)	–0.18 (0.32)
(Inventories/assets) (–1)	0.54 (0.61)	0.31 (0.18)	0.16 (0.43)
Balance sheet (–1)	0.15 (0.31)	0.12 (0.21)	0.21 (0.42)
Balance sheet(–2)	0.12 (0.13)	0.12 (0.08)	0.043 (0.067)
Balance sheet(–3)	–0.098 (0.44)	–0.089 (0.43)	0.002 (0.03)
Fixed assets/assets(–1)	0.18 (0.11)	0.35 (0.18)	0.09 (0.06)
Small*shock	–0.41 (0.03)	–0.12 (0.08)	–0.022 (0.04)
ΔSELIC		–0.21 (0.06)	–1.54 (0.04)
BNDES			0.092 (0.06)
Sum of balance sheet coefficients Wald test	0.20 (0.04)	0.14 (0.21)	0.25 (0.37)
DW	1.85	1.45	3.32
J statistic	0.04	0.04	3.32
Partial F	39.87 (0.02)	30.89 (0.02)	41.24 (0.0)
Sample	1994Q4 to 2005Q4		

**Panel B. Dynamic Panel Random Effects Quarterly Data Long Term Debt to Total Assets**

List of intruments:

- Equation (4): fixed assets/assets (–1 to –4) Small\*shock.
- Equation (5): fixed assets/assets (–1 to –4) Small\*shock.
- Equation (6): fixed assets/assets (–1 to –4) market value/book value(–1 to –4) Small\*shock BNDES ΔSELIC

<i>Dependent variable</i>	<i>Long term debt/assets</i>		
	(4)	(5)	(6)
Constant	0.021 (0.02)	0.23 (0.13)	0.31 (0.12)

(Long term debt/assets) (-1)	0.13 (0.72)	-3.47 (0.00)	-0.38 (0.14)
Balance sheet (-1)	0.41 (0.05)	-0.129 (0.18)	0.13 (0.07)
Balance sheet (-2)	0.32 (0.06)	0.28 (0.12)	0.029 (0.02)
Balance sheet (-3)	-0.04 (0.16)	-0.22 (0.13)	-0.11 (0.44)
Balance sheet (-4)	-0.082 (0.18)	0.042 (0.57)	-0.2 (0.67)
Fixed assets/assets(-1)	0.21 (0.03)	0.32 (0.03)	0.14 (0.05)
Small*shock	-0.42 (0.07)	-0.015 (0.04)	0.03 (0.86)
ΔSELIC		-0.21 (0.05)	-0.067 (0.03)
BNDES			0.31 (0.0)
Sum of balance sheet coefficients	0.64 (0.0)	-0.03 (0.02)	-0.16 (0.22)
DW	1.65	1.94	2.31
J statistic	0.9	0.41	9.36
Partial F	28.96 (0.0)	44.89 (0.0)	52.02 (0.0)
Sample	1994Q4 to 2005Q4		

**Panel C. Dynamic Panel Random Effects Quarterly Data Net Operational Revenues to Total Assets**

List of instruments:

- Equation (7): fixed assets/assets (-1 to -4) Small\*shock.
- Equation (8): fixed assets/assets (-1 to -4) Small\*shock.
- Equation (9): fixed assets/assets (-1 to -4) Small\*shock and BNDES ΔSELIC

<i>Dependent variable</i>	<i>Net operational revenue/assets</i>		
	(7)	(8)	(9)
Constant	0.52 (0.02)	-1.41 (0.04)	0.41 (0.04)
(Net operational revenues/assets) (-1)	-0.61 (0.06)	15.42 (0.04)	-0.16 (0.04)
Balance sheet (-1)	0.031 (0.02)	-0.28 (0.04)	0.058 (0.13)
Balance sheet(-2)	0.041 (0.08)	-0.17 (0.03)	0.41 (0.12)
Balance sheet(-3)	-0.015 (0.04)	-0.0094 (0.05)	-0.56 (0.04)
Balance sheet (-4)	-0.13 (0.08)	0.32 (0.21)	0.017 (0.19)

(Fixed assets/assets) (-1)	0.05 (0.04)	0.42 (0.03)	-0.342 (0.00)
Small*shock	-0.18 (0.05)	-0.66 (0.04)	-0.21 (0.01)
$\Delta$ SELIC		-0.51 (0.08)	-0.05 (0.0)
BNDES*Small			0.41 (0.04)
Sum of balance sheet coefficients	-0.088 (0.02)	-0.15 (0.02)	-0.08 (0.05)
DW	1.74	1.65	1.9
J statistic	0.64	0.12	1.53
Partial F	64.55 (0.03)	44.51 (0.0)	69.43 (0.03)
Sample	1994Q4 to 2005Q4		

NOTES: Our sample period goes from the fourth quarter of 1994 to fourth quarter of 2007. Our sample is composed of 291 non-financial public corporations and 102 private firms that disclose quarterly information. The information of the public corporations comes from CVM, and the information of the private firms comes from confidential information from SERASA and Gazeta Mercantil. We estimate all dynamic panels using GMM with random effects. We correct for heteroskedasticity and autocorrelation in all estimations using the use the White period robust covariance matrix. We use random effect for the cross section fixed effect and no period effect. Panel A show the results of the estimation of the dynamics of the growth rate of inventories to assets. Panel B show the results of the estimation of the dynamics of the growth rate of short term debt. Panel C show the results of the estimation of the dynamics of the growth rate of operational revenues. Rate of operational revenues lagged two periods. The list of instruments for each dynamics is specified in each panel. We perform Hausman tests to verify the endogeneity of the regressors and Partial F test to verify the weakness of our instruments. We use just identified instruments in all estimations. *P-values* are in parenthesis

and significant. In equation (1), coefficient is  $-0.41$  (*p-value*, 0.03); while in equation (2) where we use the first difference of the SELIC rate, the coefficient is  $-0.12$  (*p-value*, 0.08). Finally, when we use the BNDES regressor SMALL, indicating that the small firm has outstanding debt with BNDES, once again the coefficient of small firms is negative and significant,  $-0.022$  (*p-value*, 0.04).

Panel B of table 5, presents the estimation of the dynamics of long-term debt divided by total assets. As we can see the small firms coefficient is negative and significant in all three specifications. In equation (4), the coefficient is  $-0.42$  (*p-value*, 0.07), while in equation (5) is  $-0.015$  (*p-value*, 0.04). Finally, in equation (6), we also observe that the coefficient is negative and significant  $-0.067$  (*p-value*, 0.03).



Panel C of table 5, presents the estimation of the dynamics of net operational revenues divided by total assets. For all three specifications of small firms we see that the coefficient is negative and significant. In equation (7), the coefficient is  $-0.18$  (*p-value*, 0.05), while in equation (8) is  $-0.66$  (*p-value*, 0.04). Finally, in equation (9) the coefficient of small firms is negative and significant,  $-0.21$  (*p-value*, 0.0).

For the three variables whose dynamics we study –inventories to total assets, net operational revenues to total assets and long term debt to total assets– the results that we obtain with the panel analysis seem to confirm the results obtained with both the descriptive and non-structural analysis. The results indicate that small and large public firms react very differently to monetary contractions. Small firms seem to be more sensitive to these contractions than large firms.

We also do several other robustness exercises. We try different specifications; change the definition of the balance sheet ratio (using coverage ratio defined as EBIT to interest expenses);<sup>19</sup> use other forms to correct for heteroskedasticity and autocorrelation (White covariance matrix). Due to space considerations, we do not report the results but they confirm in general terms the previous ones.

The results seem to indicate a relevant asymmetry in the reaction of small and large firms to monetary contractions. This asymmetry reflects different access capacity to the financial markets of corporations in Brazil. Large public firms having more access have more financing alternatives than small firms, therefore, are able to suffer less discontinuity in terms of investment, revenues and short term financing.

<sup>19</sup> EBIT is earnings before interest and taxes.

7. Individual analysis of the responses  
of small and large private firms  
with end of the year financial  
statements only to monetary  
contractions



We repeat the exercises above with individual data for private firms with end of the year financial statements. Considering the fact that our database has only yearly information of private firms we have to change slightly our previous definition of monetary contractions. We consider a monetary contraction in a certain year if it occurred in the four previous quarters. Therefore, for the following exercise only three years presented monetary contractions. These are 1998, 1999 and 2002.<sup>20</sup> Panels A, B and C of table 6 show the results of the estimation of the dynamics of inventories to total assets, long-term debt to total assets and net operational revenues to total assets.<sup>21</sup> As it is evident, the coefficient of small firms is significant and has the expected negative sign in the great majority of the small firms specifications.

In panel A of table 6, we estimate the dynamics of inventories divided by total assets. In equation (1), coefficient is  $-0.61$  (*p-value*, 0.02), while in equation (2) where we include the ratio of revenues minus inventories scaled by assets, the coefficient is  $-0.31$  (*p-value*, 0.02).

In panel B of table 6, we estimate the dynamics of long-term debt. As we can see the small firms coefficient is negative and significant in all three specifications. In equation (3), the coefficient is  $-1.72$  (*p-value*, 0.03), while in equation (4) in which we interact the SMALL dummy with one lag of the dependent variable is  $-0.71$  (*p-value*, 0.03).

In panel C of table 6, we estimate the dynamics of net operational revenues divided by total assets. For all three specifications of small firms we see that the coefficient is negative and significant. In equation (5), the coefficient is  $-0.42$  (*p-value*,

<sup>20</sup> We are sure of how long are the lags of monetary policy. Changing to two or three quarters does not alter our results. We also do not have information about if the firms had financing from the BNDES during our sample period.

<sup>21</sup> We use robust standard errors in our regressions to correct for autocorrelation and heteroskedasticity.

0.0), while in equation (6) in which we interact the small dummy with one lag of the dependent variable the coefficient is  $-0.11$  (*p-value*, 0.09).

**TABLE 6.** DYNAMIC PANEL WITH RANDOM EFFECTS: SMALL AND LARGE PRIVATE FIRMS WITH END OF THE YEAR INFORMATION. GMM WITH RANDOM EFFECTS

**Panel A. Inventories to Total Assets**

- List of instruments:
- Equation (1): fixed assets/assets (–1 to –4) Small.
- Equation (2): fixed assets/assets (–1 to –4) Small.

<i>Dependent variable</i>	<i>Inventories/assets</i>	
	(1)	(2)
Constant	0.42 (0.25)	2.83 (0.04)
Balance sheet (–1)	0.74 (0.06)	0.48 (0.34)
(Fixed assets/assets) (–1)	0.86 (0.06)	0.41 (0.02)
Small*shock	–0.61 (0.02)	–0.31 (0.02)
(Inventories/assets) (–1)		–1.61 (0.06)
DW	1.21	1.44
J statistic	0	0
Partial F	88.43 (0.00)	76.74 (0.00)
Sample	1997Q4 to 2007Q4	1997Q4 to 2007Q4

**Panel B. Longterm Debt to Total Assets**

- List of instruments:
- Equation (3): fixed assets/assets (–1 to –4) Small.
- Equation (4): fixed assets/assets (–1 to –4) Small.

<i>Dependent variable</i>	<i>Inventories/assets</i>	
	(3)	(4)
Constant	1.62 (0.32)	7.53 (0.53)
Balance sheet (–1)	0.14 (0.04)	0.41 (0.23)
(Fixed assets/assets) (–1)	0.42 (0.06)	0.46 (0.03)
Small*shock	–1.72 (0.03)	–0.71 (0.03)

(Long term debt/assets) (-1)		-0.42 (0.02)
DW	1.61	3.08
J statistic	0	0
Partial F	56.43 (0.00)	94.89 (0.00)
Sample	1997Q4 to 2007Q4	1997Q4 to 2007Q4

**Panel C. Net Operational Revenues to Total Assets**

List of instruments:

- Equation (5): fixed assets/assets (-1 to -4) Small.
- Equation (6): fixed assets/assets (-1 to -4) Small.

<i>Dependent variable</i>	<i>Inventories/assets</i>	
	(5)	(6)
Constant	0.21 (0.09)	1.22 -0.17
Balance sheet (-1)	0.42 (0.02)	0.12 -0.29
(Fixed assets/assets) (-1)	0.73 (0.08)	0.95 (0.22)
Small *shock	-0.42 (0.00)	-0.11 (0.09)
(Net operational revenues / assets) (-1)		-0.45 (0.03)
DW	1.71	1.84
J statistic	0	0
Partial F	48.53 (0.00)	50.23 (0.00)
Sample	1997: 2004	1997: 2004

NOTES: Our sample period goes from 1997 to 2007. Our sample is composed by 4,797 private firms with yearly information. The balance sheet information of the private firms comes from SERASA and Gazeta Mercantil. We estimate all dynamic panels using GMM with random effects. We correct for heteroskedasticity and autocorrelation in all estimations using the White period robust covariance matrix. We use random effects and no period effect. Panel A shows the results of the estimation of the dynamics of the growth rate of inventories to assets. Panel B shows the results of the estimation of the dynamics of the growth rate of short-term debt. Panel C shows the results of the estimation of the dynamics of the growth rate of operational revenues. The list of instruments for each dynamics is specified below. We perform Hausman tests to verify the endogeneity of the regressors and a Partial F test to verify the weakness of our instruments. We use just identified instruments in all estimations. *P-values* are in parenthesis

In all regressions presented above both with aggregated and disaggregated data of firms with quarterly or only end of the year financial statements, the marginal effect of being small is negative and significant. Therefore, small firms seem to be much more sensitive to monetary contractions than their public counterparts.

## 8. Conclusion





This paper investigates the balance sheet explanation of the monetary transmission mechanism in Brazil. We look at how small and large firms in Brazil react to monetary contractions.

Our results indicate that small firms are much more sensitive to monetary contractions than large firms. The results are robust to several different econometric techniques, both structural and non-structural analyses, several different specifications and different sample periods.

The results seem to indicate that small firms have more difficulty in accessing the financial markets than large public firms. This creates asymmetries in their responses to monetary policy. These differences in access have many possible reasons. Some have to do with a bankruptcy legislation that makes it difficult for creditors to size the assets of firms; others are related to high spreads that are still prevalent in Brazil; another reason as well may be related to a segmented credit market, where long term financing basically comes from BNDES and is much easier for large firms, which meet the necessary requisites for the loans than for small firms.



## References



- Arellano, Manuel, and Stephen Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data. Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 277-297.
- Bernanke, Ben S., and Mark Gertler (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n<sup>o</sup> 4, pp. 27-48.
- Bernanke, Ben, and Alan S. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Policy Transmission", *American Economic Review*, vol. 82, n<sup>o</sup> 4, September, pp. 901-921.
- Bernanke, Ben, and Ilian Mihov (1998), "Measuring Monetary Policy", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n<sup>o</sup> 3, August, pp. 869-902.
- Boshen, John, and Leonard Mills (1995), *The Effects of Countercyclical Policy on Money and Interest Rates: An Evaluation on Evidence from FOMC Documents*, Federal Reserve Bank of Philadelphia (Working Paper, n<sup>o</sup> 91-20).
- Caballero, R. J., and A. Krishnamurth (2001), "International Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises", *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, pp. 513-548
- Caballero, R. J., and A. Krishnamurth (2003), "Excessive Dollar Debt: Financial Development and Underinsurance", *Journal of Finance*, vol. 58, pp. 867-893.
- Geczy, Christopher, A. Bernadette Minton, and M. Catherine Shrand (1997), "Why Firms use Currency Derivatives", *Journal of Finance*, vol. 52, n<sup>o</sup> 4, September.
- Gertler, Mark, and Simon Gilchrist (1994), "Monetary Policy, Business Cycles and the Behaviour of Small Manufacturing Firms", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n<sup>o</sup> 2, pp. 309-340
- Kashyap, Anil K., Jeremy C. Stein, and David W. Wilcox (1993), "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence

- from the Composition of External Finance”, *The American Economic Review*, vol. 83, n<sup>o</sup> 1, pp. 78-98.
- Krugman, P. (1998), *What happened to Asia?*, Mimeo, January.
- Krugman, P. (1999), *Balance Sheets, the Transfer Problem and Financial Crises*, Mimeo, January.
- Mishkin, Frederick S. (1995), “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism”, *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n<sup>o</sup> 4, pp. 3-10.
- Mishkin, Frederick S. (1996), *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*, NBER, February (Working Papers, n<sup>o</sup> 5464).
- Mishkin, Frederick S. (2001a), *Financial Policies and the Prevention of Financial Crises in Emerging Market Countries*, NBER (Working Papers, n<sup>o</sup> 8087).
- Mishkin, Frederick S. (2001b), *The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy*, NBER (Working Papers, n<sup>o</sup> 8617).
- Novaes, Walter, and Fernando N. de Oliveira (2007), *Demand of Foreign Exchange Derivatives in Brazil: Hedge or Speculation?*, Central Bank of Brazil, December (Working Paper Series, n<sup>o</sup> 152).

# Índice





	<i>Pág.</i>
Presentación .....	<i>vii</i>
1. Introducción .....	1
2. Antecedentes teóricos .....	9
3. Datos .....	15
3. 1. Clasificación de empresas en grandes o pequeñas .....	17
3. 2. Medidas de contracciones monetarias .....	23
4. Análisis empírico no estructural de las empresas públicas ....	27
4. 1. Evidencia de series de tiempo .....	29
4. 2. Sistemas de ecuaciones .....	33
4. 3. Análisis VAR .....	36
5. Análisis estructural con datos agregados de empresas con información trimestral .....	39
6. Análisis individual de las respuestas a las contracciones mo- netarias por parte de las empresas pequeñas y grandes con estados financieros trimestrales .....	47
7. Análisis individual de las respuestas de empresas privadas pequeñas y grandes con estados financieros anuales sólo ante contracciones monetarias .....	57
8. Conclusión .....	63
Referencias .....	67



# Index



	<i>Pág.</i>
1. Introduction .....	77
2. Theoretical background .....	83
3. Data .....	89
3. 1. Classifying firms in large or small .....	91
3. 2. Measures of monetary contractions .....	96
4. Non-structural empirical analysis of public firms .....	101
4. 1. Time series evidence .....	103
4. 2. Systems of equations .....	106
4. 3. VAR analysis .....	109
5. Structural analysis with aggregate data of firms with quarterly information .....	113
6. Individual analysis of the responses of small and large firms with quarterly financial statements to monetary contractions	121
7. Individual analysis of the responses of small and large private firms with end of the year financial statements only to monetary contractions .....	129
8. Conclusion .....	135
References .....	139

Este libro se terminó de imprimir durante  
mayo de 2011, en los talleres de Master  
Copy, S. A. de C. V., avenida Coyoacán  
núm. 1450, México, D. F., 03220.  
300 ejemplares.

**CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS**  
Asociación Regional de Bancos Centrales

[www.cemla.org](http://www.cemla.org)

Estudios

