



DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

SDT 343

**EL “EFECTO HOLANDÉS” EN CHILE:
HETEROGENEIDAD EN COMPETITIVIDAD Y
DINÁMICA MACROECONÓMICA**

Autores: Mario Giarda, Óscar Landerretche

Santiago, Mayo de 2011

EL “EFECTO HOLANDÉS” EN CHILE: HETEROGENEIDAD EN COMPETITIVIDAD Y DINÁMICA MACROECONÓMICA

MAYO, 2011

MARIO F. GIARDA U.¹
BANCO CENTRAL DE CHILE

Y

OSCAR M. LANDERRETCHÉ M.²
UNIVERSIDAD DE CHILE

ABSTRACT

En este artículo construimos medidas de tipos de cambio real sectoriales para la economía chilena. Encontramos que hay significativa heterogeneidad en los TCR sectoriales, importantes cambios en esa heterogeneidad y en las posiciones relativas de los sectores para el período 2000-2010. Usando los TCR sectorial, construimos una medida de varianza inter-sectorial como indicador de la heterogeneidad en condiciones de competitividad de los sectores económicos. Introducimos esta medida en un modelo VAR estándar de la economía chilena. Descubrimos que un shock de una desviación estándar a la heterogeneidad en competitividad genera una caída máxima en el crecimiento económico de entre 1.5% a 2.5% con una persistencia de entre uno a tres años. Finalmente usamos esta medida de heterogeneidad en condiciones de competitividad para estimar modelos VAR sectoriales. Encontramos que los sectores perdedores son: agricultura, alimentos, pesca, papel, químicos y posiblemente madera. Los sectores ganadores son quizás no muy sorprendentemente: minería no cobre, manufacturas metálicas y quizás manufacturas de maquinarias.

¹mgiarda@bcentral.cl

²landerretche@econ.uchile.cl

1. INTRODUCCIÓN

La discusión pública sobre el efecto de las fluctuaciones cambiarias en la competitividad se ha extendido en el último tiempo por todo el mundo emergente como resultado de los efectos cambiarios combinados de la inflación de commodities y los flujos de capitales. En particular ha vuelto a hablarse del fenómeno conocido como la enfermedad holandesa debido a la preocupación que ha reaparecido en estos países sobre los posibles límites que el boom de commodities puede colocar al desarrollo de una estructura exportadora más diversificada, de mayor valor agregado y de mayor proyección estratégica. Chile no es ajeno a esta discusión, especialmente debido a que incluso antes del boom de los commodities era una economía caracterizada por un elevado grado de concentración en pocos sectores que han sido parte de su estructura productiva hace mucho tiempo. Existe una entusiasta discusión local sobre el tema, pero relativamente pocos estudios académicos que encuentren evidencia o rechacen la existencia de este efecto en la economía chilena durante los últimos años.

Este artículo busca estimar este efecto, que llamaremos “shock holandés”, usando una medida novedosa, esto es: la varianza de los tipos de cambio reales intersectoriales para la economía chilena; dentro de un modelo macro dinámico estándar.

El término original de “enfermedad holandesa” fue acuñado por *The Economist* para describir el proceso de desindustrialización de esa economía que ocurrió luego del descubrimiento de gas natural en el Mar del Norte en 1959. Genéricamente el fenómeno se produce cuando un sector de tamaño significativo (relativo a la economía en cuestión) genera un shock laboral que encarece el empleo para todos los demás sectores. Este shock reduce los márgenes de los demás sectores y tiende a generar la salida de empresas que cierran. La expresión macroeconómica del fenómeno es el alza de los salarios y del poder adquisitivo de los trabajadores que le hace difícil sobrevivir a estas empresas, es la acelerada revalorización del tipo de cambio real. Clásicamente el sector en cuestión es transable y el shock se debe al descubrimiento o valorización acelerada de un recurso natural, sin embargo, también podría ser el caso que el shock sea de productividad. Por ejemplo, el shock de productividad en el sector de servicios de Estados Unidos resultante de la revolución de tecnologías de comunicaciones es visto como uno de las causas del proceso de desindustrialización de esa economía. Ese fenómeno es esencialmente el mismo que el de Holanda; sin embargo, el uso más frecuente del término es en el caso de economías emergentes cuya abundancia o extrema valorización de recursos naturales le coloca límites a su proceso de desarrollo económico y diversificación productiva. Es por esto que el término se usa frecuentemente en la literatura que estudia el estancamiento productivo de países ricos en recursos naturales que se suele agrupar bajo el título de “maldición de los recursos naturales”.

La teoría ha hecho esfuerzos en encontrar el efecto de enfermedad holandesa y tratar de justificarlo. Corden y Neary (1982), se basan en los diferentes grados de movilidad de

factores entre sectores. Este trabajo tiene el clásico efecto de que un aumento de productividad del sector productor de RR.NN. va a generar un aumento de la productividad marginal del trabajo en ese sector desplazando recursos del resto de los sectores a éste, generando el efecto de desindustrialización. Wijnbergen (1984) postula que el descubrimiento de reservas de RR.NN. o un ingreso importante de recursos del exterior genera una apreciación cambiaria que afecta negativamente al crecimiento de la productividad. Este hecho lo describen como una enfermedad, pero, si esta transferencia se utiliza para acumular activos externos, esta apreciación se traslada al futuro. Krugman (1987) concluye que el descubrimiento de recursos naturales se ve como una transferencia de recursos desde el sector transable al sector no transable. Algunos bienes transables inicialmente producidos en la economía nacional dejan de ser producidos afuera como consecuencia de los cambios en los precios relativos. Y luego, pasado el shock, la brecha positiva de la economía en esos bienes se puede llegar a revertir a consecuencia del aprendizaje de las economías exteriores, dejando a la economía nacional con menor diversidad de bienes con ventajas competitivas. Si bien la respuesta de estos modelos es en general la esperada ante la existencia de la enfermedad holandesa, los resultados no son concluyentes.

La evidencia empírica parte con Gelb (1986, 1988) donde analiza el efecto de los shocks de precios en economías exportadoras de commodities. Encuentra, de manera esperable, que en los períodos de boom de precios de commodities, el resto de los sectores de la economía ve incrementos pequeños de su producción. Spatafora y Warner (1999) extienden el análisis a 18 países petroleros y concluyen que no hay evidencia clara de que el resto de los sectores transables se vean perjudicados ante un aumento del precio del petróleo, y por lo tanto, del síndrome holandés. Sachs y Warner (1999) encuentran, para países Latinoamericanos que no hay evidencia de que un shock de precios de commodities genera un "big push" de la economía. Por otro lado, Manzano y Rigobón argumentan que no es la existencia de abundancia de RR.NN. si no que los países en los períodos de boom generaron un sobre endeudamiento producido por la abundancia de los recursos. Por otro lado, De Gregorio y Bravo-Ortega (2005) muestran que los recursos naturales tienen un efecto positivo sobre el nivel de ingreso y negativo sobre la tasa de crecimiento.

Por otro lado, el rol de las políticas es clave en el manejo de los shocks de precios de los commodities. Se destaca el rol de la política fiscal en estas circunstancias. Álvarez y Fuentes (2006) hacen una revisión bastante completa de esta literatura, donde se puede observar que la mayoría de los países con políticas macro prudenciales no tienen evidencia de enfermedad holandesa, como lo muestra Larsen (2004) para Noruega e Iimi (2006) para Botswana. No así los países con instituciones de deficiente calidad y con políticas fiscales y cambiarias irresponsables como observan Gavin (1993) y Sala-i-Martin y Subramanian (2003).

En los últimos años el gran auge y crecimiento de los megamercados emergentes (Brasil, Rusia, India, China, Sudáfrica, Turquía... etc.) ha aumentado de manera significativa y

acelerada la demanda por productos básicos, lo que ha generado a su vez un importante aumento de precios de estos bienes. Adicionalmente éste fundamental ha generado una oportunidad especulativa para capitales internacionales en busca de retornos elevados que ha tendido a empujar estos precios aún más al alza y volverlos incrementalmente volátiles. El incremento en el flujo de divisas hacia el interior de las economías exportadoras de estos bienes ha generado un indiscutible aumento en el bienestar, permitiendo que proporciones importantes de sus poblaciones superen la línea de pobreza o accedan a incrementos muy sustantivos en sus niveles de consumo, pero ha generado una fuerte presión sobre los demás sectores transables. En muchos casos, la intensividad en capital del sector de bienes básicos ha trasladado toda la “responsabilidad” de generación de empleo hacia el sector no transable y de servicios, lo que, en la práctica, tiende a generar una grave dependencia económica, social e incluso política respecto los sectores exportadores predominantes. El temor en estos países es que esta prosperidad de corto plazo tenga como costo un menor crecimiento potencial en el futuro al evitar que estos países sean capaces de desarrollar las capacidades necesarias para insertarse en los sectores de punta del crecimiento mundial.

Chile es una economía en la que su sector político lleva algún tiempo presintiendo o atormentándose con la posibilidad de encontrarse en una situación de enfermedad holandesa en el futuro cercano. Esto es resultado de un precio del cobre que ha estado varias veces en el entorno de los US\$ 4 la libra, lo que es muy alto si es que se le compara con precios históricos que fluctuaron a lo más en las cercanías del US\$ 1 la libra. Esto es particularmente preocupante para algunos ya que existe a lo menos un debate histórico sobre el pasaje de Chile por un período de enfermedad holandesa en la transición entre el siglo XIX y XX con otro producto minero (el salitre). Entre los historiadores económicos existe un debate respecto de las consecuencias políticas de éste fenómeno y hay a lo menos un lado del argumento que le atribuye la atrofia institucional, política y económica posterior, plasmada famosamente en el título de Aníbal Pinto “Chile, un caso de desarrollo frustrado.” Donde argumenta que es un error basar nuestra economía en la exportación de RR.NN. y que terminamos siendo economías de cónclaves de extranjeros que vienen a buscar rentas altas. Parte de su análisis es basado en los resultados que se observaron luego del desastre de la industria del salitre, sumado a muy malas e irresponsables políticas fiscales y monetarias que facilitaron lo ocurrido. Por su parte, Meller argumenta que Chile no hubiera alcanzado los niveles de desarrollo actuales sin la presencia de los RR.NN. con los que ha contado históricamente, de hecho, refuta explícitamente la tesis de “la farra y el despilfarro” de los recursos generados por los excedentes del salitre. Argumenta que esos recursos permitieron el desarrollo de capital humano y tecnología y, por lo tanto, un avance hacia el desarrollo. Este debate histórico hace que el temor de una repetición de este fenómeno, deteniendo un proceso exitoso de crecimiento de varias décadas sea un tema central en el debate económico local.

Un problema que tiene el momento actual para hacer estimaciones del efecto de la “en-

fermedad holandesa” es que el fenómeno que está ocurriendo no es de un solo sector económico como podría ser el caso de los países petroleros en los años setentas y ochentas. Lo que estamos enfrentando es un proceso generalizado de valorización de los bienes básicos y, por añadidura, de los bienes de mediana elaboración intensivos en bienes básicos (e.g. los alimentos). No hay un precio que nos sirva de indicador del ”shock como sería en el caso de un país exportador. Es por esto que nosotros optamos por construir una medida diferente del shock que podría potencialmente causar “enfermedad holandesa”. La medida por la que optamos es de heterogeneidad competitiva intersectorial. A nuestro juicio, debido a la cantidad de sectores que están siendo impactados por los cambios en precios relativos internacionales, no tiene sentido mirar el nivel del tipo de cambio real promedio para medir el “shock”. Será la varianza en tipos de cambios reales intersectoriales un mejor indicador de este fenómeno.

Clásicamente cuando surge la discusión sobre los efectos cambiarios de la inflación de bienes básicos y bienes de elaboración intermedia, se escucha al lobby exportador reclamar por el tipo de cambio nominal y a las autoridades económicas responder mostrando medidas que demuestran una cierta estabilidad del tipo de cambio real promedio. La discusión del efecto que tiene el segundo momento del tipo de cambio real lleva cierto tiempo en el ambiente económico. La idea es que la incertidumbre de esta variable, que afecta los ingresos y gastos de la mayoría de los sectores de la economía genera incentivos incorrectos a la hora de tomar decisiones de producción e inversión. Mucha literatura hay respecto a que este hecho estilizado además afecta al desempeño de los sectores productivos de manera desigual. McKenzie (1998) estima modelos ARCH para obtener una aproximación de la varianza del tipo de cambio real, para analizar las diferencias que hay en el efecto de esta variable sobre las exportaciones de los sectores económicos, encontrando efectivamente que hay sectores que se ven afectados más y otros menos. Por otro lado, Hahn (2007) encuentra que cada sector económico responde de manera diferente ante shocks de tipo de cambio real. Básicamente los sectores que responden con mayor fuerza son los sectores de manufacturas y maquinarias y los precios de Utilities. Aghion et al. (2006) encuentra que la variabilidad del tipo de cambio real afecta de manera significativa la productividad de los sectores económicos, pero este efecto depende críticamente del desarrollo del sistema financiero de cada país. Raddatz (2011) analiza que el análisis de la volatilidad del tipo de cambio debe analizarse a partir del efecto que tiene ésta sobre las utilidades de las empresas, es decir, de la estructura de costos e ingresos de cada una (más bien, su propio tipo de cambio real) y testea si la existencia de coberturas de tipo de cambio tienen efecto sobre el desempeño de las exportaciones de cada sector. Encuentra que efectivamente los sectores que tienen respuesta más grande ante cambios en el tipo de cambio son aquellos que no tienen esta cobertura ”natural”, por otro lado encuentra que la existencia de derivados cambiarios no tiene relación con la cobertura ”natural” de cada sector. Crucini et al. (2010) analizan el efecto de la volatilidad del tipo de cambio sobre los precios de los bienes en un contexto de precios rígidos. Encuentran que el efecto es menor a nivel sectorial que los efectos documentados previamente a nivel

agregado. Frankel y Wei (1993) encuentran evidencia (pequeña) de que la volatilidad del tipo de cambio afecta el comercio entre dos países. Rose (2000) encuentra también que mayor volatilidad del tipo de cambio tiene efectos negativos sobre el producto, sumado a que las uniones monetarias fomentan el comercio entre los países miembros. Es vasta la literatura que intenta capturar el efecto de la volatilidad cambiaria en las economías, tanto a nivel sectorial como a nivel agregado. Pero efectivamente no hay estudios que muestren con robustez que el efecto es negativo y grande, lo que deja espacio para una aproximación distinta al problema cambiario, sobre todo en países pequeños.

A nuestro juicio ni el tipo de cambio real ni el nominal sirven como variable “shock”. Lo que genera un peligro para los demás sectores no es ciertamente el nivel del tipo de cambio nominal, pero tampoco el tipo de cambio real necesariamente, sino las diferencias que emergen entre sus sectores transables (y que por supuesto, se traspasan al sector no transable). Es perfectamente concebible que un mismo tipo de cambio real contenga diferentes grados de dispersión entre los subsectores. Cada sector productivo, al tener sus especificidades en términos de costos y demanda por sus bienes, es afectado de distinta manera por el tipo de cambio nominal ya que hay sectores que son intensivos en trabajo y exportan casi toda su producción, otros que son intensivos en insumos importables y no exportadores y otros que son intensivos en insumos importables y exportadores. Adicionalmente hay que considerar que entre los sectores hay diferencias de destinos en términos de países o zonas geográficas lo que genera heterogeneidad intersectorial en los pesos de las diferentes divisas. Todo esto implica que el tipo de cambio real relevante por sector puede ser muy diferente. El intento del cómputo de estos indicadores no es algo nuevo, Cheung et al. (1999) hacen un cálculo de los tipo de cambio reales sectoriales para 14 países de la OECD para analizar la persistencia de esta variable. Sus resultados sugieren que las diferencias en las estructuras de mercado determinan significativamente las tasas mediante las cuales las desviaciones de la paridad del poder de compra sectorial cae. Goldberg (2004) y Alexandre et al. (2009) calculan distintos tipos de cambio reales, con una aproximación parecida a la nuestra. Otros se han preocupado de analizar las diferentes respuestas de los sectores ante variaciones del tipo de cambio real. Chinn (1997) ve el efecto del TCR sobre la productividad sectorial, Aizenman y Frenkel (1986) analizan la relación entre TCR y salarios sectoriales, Klein et al. (2000) analizan el efecto del TCR sobre la creación y destrucción de empleos. La pregunta que intenta responder este artículo es si es posible demostrar estadísticamente que cambios en la dispersión entre sectores de sus niveles de competitividad generan efectos medibles sobre la actividad económica en la frecuencia temporal del ciclo macroeconómico chileno.

En este artículo se calculan en forma rigurosa los tipos de cambio reales sectoriales con el objeto de construir una varianza intersectorial de competitividad y poder hacer una adecuada descomposición entre los shocks al tipo de cambio real promedio, sectorial y a la heterogeneidad en competitividad. Para ello se hace una contabilidad explícita de los mercados y monedas objetivos de cada sector además de la estructura de costos.

Luego se usan estas medidas de heterogeneidad intersectorial y de competitividad sectorial como variables de “shock holandés” en un modelo dinámico simple de la economía chilena y para un conjunto de modelos dinámicos para cada uno de los sectores transables. En honor a la parsimonia y con el objeto de imponer un mínimo de estructura a las estimaciones, optamos por estimar los efectos dinámicos del “shock holandés” en un sistema de vectores auto-regresivos (VAR). Encontramos que un incremento de un shock de una desviación estándar sobre la varianza intersectorial de competitividad real genera una desaceleración que dura casi dos años y con un efecto máximo de entre menos 1.5 % a menos 2.5 % sobre el crecimiento económico. Adicionalmente se encuentra que los sectores más perjudicados por un “shock holandés” son los sectores de manufacturas de alimentos, textiles y químicos; seguidos por efectos negativos pero menores en manufacturas de metales, manufacturas de maquinarias y equipos, y un poco sobre agricultura. Los sectores ganadores de un shock de heterogeneidad intersectorial son la pesca y el papel; seguidos de las manufacturas metálicas. Los efectos sobre el sector maderero y textil son ambiguos.

Es importante gastar algunas líneas explicando la razón por la que en el título del paper hablamos de “Efecto Holandés” y no directamente “Enfermedad Holandesa”. La razón es que el efecto tradicional es una de largo plazo y de carácter estructural. Para medirlo necesitamos observar cambios en la estructura productiva y exportadora de un país, a lo menos, en el mediano plazo. Eso es lo que hace tan difícil para esta literatura identificar correctamente este tipo de efecto por que, obviamente, en la medida en que aumenta el plazo de medición es mucho más probable que existan otros shocks no observables desde el punto de vista estadístico que estén detrás de los cambios estructurales que se observen (si es que los hay). En este artículo, en cambio, medimos los efectos al estilo holandés, pero en el corto plazo; es decir, dentro del espectro temporal del ciclo económico. Por eso no podemos decir que lo que estamos capturando sea “Enfermedad Holandesa” en el sentido estricto del término, sino un efecto de corto plazo similar. De ahí que lo denominamos “Efecto Holandés”.

La estructura de este artículo es la siguiente: en la sección 2 se explica la metodología de cálculo del tipo de cambio real sectorial y muestra los resultados de éste cálculo además de la medida de heterogeneidad de competitividad intersectorial; en la sección 3 describe la estructura del modelo dinámico autoregresivo; en la sección 4 se muestra los resultados de estas estimaciones. Al final se ofrecen conclusiones.

2. HETEROGENEIDAD EN COMPETITIVIDAD

El primer paso del análisis es calcular alguna medida de heterogeneidad competitiva. Vamos a definir la heterogeneidad competitiva como diferencias de competitividad de cada

sector de acuerdo a su posición relativa internacional. Esto, en pocas palabras, es analizar y calcular el tipo de cambio real de cada sector considerando que hay heterogeneidad importante en el espectro de los mercados objetivos a los que exporta cada sector y en la importancia que los precios internacionales y las monedas tienen en sus estructuras de costo. Finalmente el tipo de cambio real intenta ser un índice de los márgenes de los sectores analizados. Debido a que, tradicionalmente, lo que se quiere observar es un tipo de cambio real promedio nacional, se pierde un grado importante de heterogeneidad en mercados de ventas y en estructuras de costos. Una vez calculados correctamente los tipos de cambio reales sectoriales, calcularemos nuestra medida de heterogeneidad competitiva, que va a ser la varianza de corte transversal entre los tipos de cambio reales de los sectores.

2.1. ALGUNOS HECHOS ESTILIZADOS

A primer vista es evidente que hay importantes diferencias entre sectores económicos en cuanto a la estructura de ingresos y de insumos. En el Cuadro 1 se muestran las diferencias que hay entre sectores respecto al uso de insumos nacionales o importados. La pesca, por ejemplo, usa un 93.8% de insumos nacionales, seguido de la madera con un 93.9%. Con esas cifras podemos suponer que el tipo de cambio no afecta en gran medida los costos de estos sectores (esto es, como efecto impacto y olvidándonos de los efectos indirectos y cruzados que serían muy difíciles de cuantificar). Mientras tanto, en el otro extremo, los químicos usan apenas un 36.5%, seguido de textiles y maquinarias que usan un 58.2% y 60.2% respectivamente, aquí el efecto del tipo de cambio sobre los costos es relevante. En el caso de los químicos, desagregando un poco más, la matriz de insumo producto nos muestra que un 40% de los insumos utilizados por el sector químicos es petróleo, por lo que el precio de este commodity y por ende el tipo de cambio va a afectar en gran medida su estructura de costos.

Por otro lado podemos ver diferencias en las proporciones de exportaciones que tiene cada sector. En la segunda sección de El Cuadro 1 se muestran claras diferencias a través de los sectores. Sectores como el Vino, Cobre, Pesca y Madera son los que están concentrados en exportaciones, a diferencia de Textil, y Químicos que tienen proporciones no significativas de exportaciones y que se dedican a la sustitución de importaciones.

Cuadro 1: Ponderaciones Insumos y Ventas por sector

Sector	Insumos		Ventas	
	Nacionales	Importados	Nacionales	Exportadas
Agricultura	86.1	13.9	65.8	34.2
Pesca	93.8	6.2	38.4	61.6
Cobre	88.5	11.5	17.9	82.1
Alimentos	83.6	16.4	79.5	20.5
Madera	93.9	6.1	39.3	60.7
Metal	80.8	19.2	80.6	19.4
Textil	58.2	41.8	90.9	9.1
Maquinaria	60.2	39.8	82.6	17.4
Minería	92.8	7.2	34.3	65.7
Químicos	36.5	63.5	84.1	15.9
Papel	77.5	22.5	67.3	32.7
No Transables	84.0	16.0	100.0	0.0

Fuente: Elaboración propia con Matriz de Insumo-Producto.

Químicos es un ejemplo de sector al cual el tipo de cambio debería afectarles de manera diferente al típico sector transable. Si el tipo de cambio se revalúa, este sector transable debiera hacerse más competitivo, sus márgenes debieran aumentar. El otro extremo es cobre, por supuesto, con una estructura de costos predominantemente nacional y un fuerte sesgo exportador. En todo caso se puede apreciar de estas dos tablas que, siendo el de los químicos el caso más dramático, éste no está solo. De hecho, Muebles, Madera, Maquinaria, y Textil tienen la misma característica. Es esta la fuente de heterogeneidad principal que vamos a explotar en este estudio.

Otra dimensión importante de heterogeneidad es el destino de las exportaciones por sector, que obviamente difiere entre ellos debido a que las preferencias y necesidades de cada socio comercial de Chile son distintas. Esto es relevante debido a que hoy en día las dinámicas de los tipos de cambios son multidimensionales lo que implica que a través de sectores se observen efectos heterogéneos de las volatilidades cambiarias sobre los niveles de competitividad.

Cuadro 2: Monedas de Destino de Exportaciones por Sector Económico

	Dólar	Euro	Libra	Yen	Yuan	Otros
Cobre	0.22	0.22	0.12	0.21	0.22	0.00
Madera	0.32	0.03	0.02	0.60	0.03	0.00
Maquinarias	0.95	0.02	0.00	0.00	0.03	0.00
Alimentos	0.47	0.15	0.05	0.15	0.14	0.03
Químicos	0.59	0.28	0.01	0.06	0.03	0.03
Papel	0.99	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Metal	0.24	0.21	0.12	0.21	0.22	0.00
Minería	0.84	0.07	0.00	0.00	0.08	0.00
Agricultura	0.62	0.21	0.04	0.05	0.07	0.01
Textil	0.91	0.06	0.01	0.00	0.01	0.00
Pesca	0.34	0.13	0.00	0.49	0.02	0.01

Fuente: Elaboración propia con datos del Serv. Nac de Aduanas.

El Cuadro 2 nos muestra las diferencias entre sectores en términos de su exposición a las diferentes monedas. Maquinarias, papel, textil y minería son casos de sectores extremadamente centrados en el Dólar con exposiciones superiores al 85 % a esta moneda. Es importante clarificar que estamos agrupando a todos los países de América Latina en el área Dólar. Esto es particularmente importante en el sector maquinarias y textil que tiene importancia en el comercio de Chile con América Latina. Hay dos sectores muy expuestos al Yen que son madera y pesca, con exposiciones de 50 % o más. Hay sectores en los cuales pesa el Euro (cobre, químicos, metal y agricultura) y otros en los que casi no tiene importancia. También hay dos sectores (cobre y minería) muy expuestos al Rinmimbi (sobre 20 % de exposición) lo que en la práctica los suma a los sectores relativamente más centrados en el Dólar debido a la relación cercana que tienen esas monedas.

Es importante gastar algunas líneas discutiendo por que es relevante mirar la exposición de cada sector a las diferentes monedas correspondientes a los mercados. Después de todo, en un mundo de mercados perfectos y completos, con información disponible y sin costos fijos asociados a las estrategias comerciales de los exportadores, debiera dar lo mismo donde se vende el producto. En un mundo como este, donde se cumple la ley de precio único, el precio de cualquier bien transable, en dólares, debiera estar constante en todo el mundo. Entonces, lo que estamos suponiendo, es que hay razones para creer que en el corto y mediano plazo esa ley de precio único no se cumple con perfección. Esto se puede deber a que los exportadores se encuentran “atados” a contratos que no los cubren completamente en su riesgo cambiario o que existen costos fijos que se detonan cuando los exportadores buscan trasladarse de mercado (búsqueda de clientes y firma de contratos de proveedor). Si es que la ley de precio único no se cumple, omitir ésta heterogeneidad de exposición a monedas podría ser un problema grave; si es que se cumple, será irrelevante.

2.2. MIDIENDO HETEROGENEIDAD EN COMPETITIVIDAD

Necesitamos un indicador de competitividad sectorial que a lo menos trate de capturar estas diferencias en estructuras de costos y de mercados de destino. El indicador que propondremos a continuación es de esa índole. Por otro lado, a diferencia de cualquier indicador de tipo de cambio real, aquí trabajaremos con precios efectivos (al tener el una base de datos cantidades y valor de esas cantidades se puede inferir fácilmente un índice de precios) de exportaciones y de importaciones, lo que nos ayudará a tener más precisión aún en la construcción de nuestro indicador. A continuación, el detalle del cálculo del Tipo de Cambio Real Sectorial.

El tipo de cambio real sectorial (TCRs) está compuesto por la estructura de ingresos y de costos de cada sector:

$$TCR_{it} = \frac{IPY_{it}}{IC_{it}}$$

- Índice de precios de ingresos (IPY_{it}): $\alpha_N(IPYN_{it}) + \alpha_I(IPYE_{it})$ Donde
 - α_N : Ponderador de las ingresos nacionales del sector obtenido de la Matriz de Insumo Producto, fijo para toda la muestra.
 - α_I : Ponderador de las ingresos por exportaciones del sector i (Exportaciones del sector/ Producción total).
 - $IPYN_{it}$: Índice de precios de ingresos nacionales. Va a ser, por simplicidad el IPC.
 - IPYE: Índice de precios de ingresos Exportados:

$$IPYE_{it} = \left(\sum_{j=1}^P \beta_j E_{jt} e_{jt} \right) IP_{Xi}$$

Donde β_j es la ponderación de las exportaciones del sector hacia el país j , E_{jt} es el tipo de cambio en dólares del país o zona monetaria j , e_{jt} es el tipo de cambio de cada zona monetaria con respecto al peso chileno e IP_{Xi} es el índice de precios de las exportaciones del sector (que obtenemos como un deflactor implícito a partir de la comparación entre exportaciones nominales y en quantums). Los tipos de cambio son mensuales y el ponderador es anual y se calcula como el ratio entre exportaciones del sector hacia el país respectivo con respecto a las exportaciones totales en cada periodo, el índice de precios de exportaciones de cada sector es anual debido a que los datos están por año.

- Índice de costos (IC_{it}): $IPIN_{it}\gamma_N + IPII_{it} * E_{USI}\gamma_I + IPUT_{it}\gamma_{UTt} + IREM_{it}\gamma_L$
 - IPIN: Índice de precios insumos nacionales.

- IPII: Índice de precios de insumos internacionales.

$$IPII_{it} = \left(\sum_{l=1}^L \rho_{ij} IP_{Mlt} \right)$$

Los ρ_{ij} se obtienen de la matriz de insumo-producto sección importables. El IP_{Mlt} se calcula desde la base de datos de Aduanas de Chile, donde se saca el precio de importación de cada producto y se empalma con los sectores de la matriz de insumo producto, estos son anuales para cada insumo importable.

- IPUT: Índice de precios de utilities. De la descomposición del IPC INE.
- IREM: Índice de remuneraciones reales.³

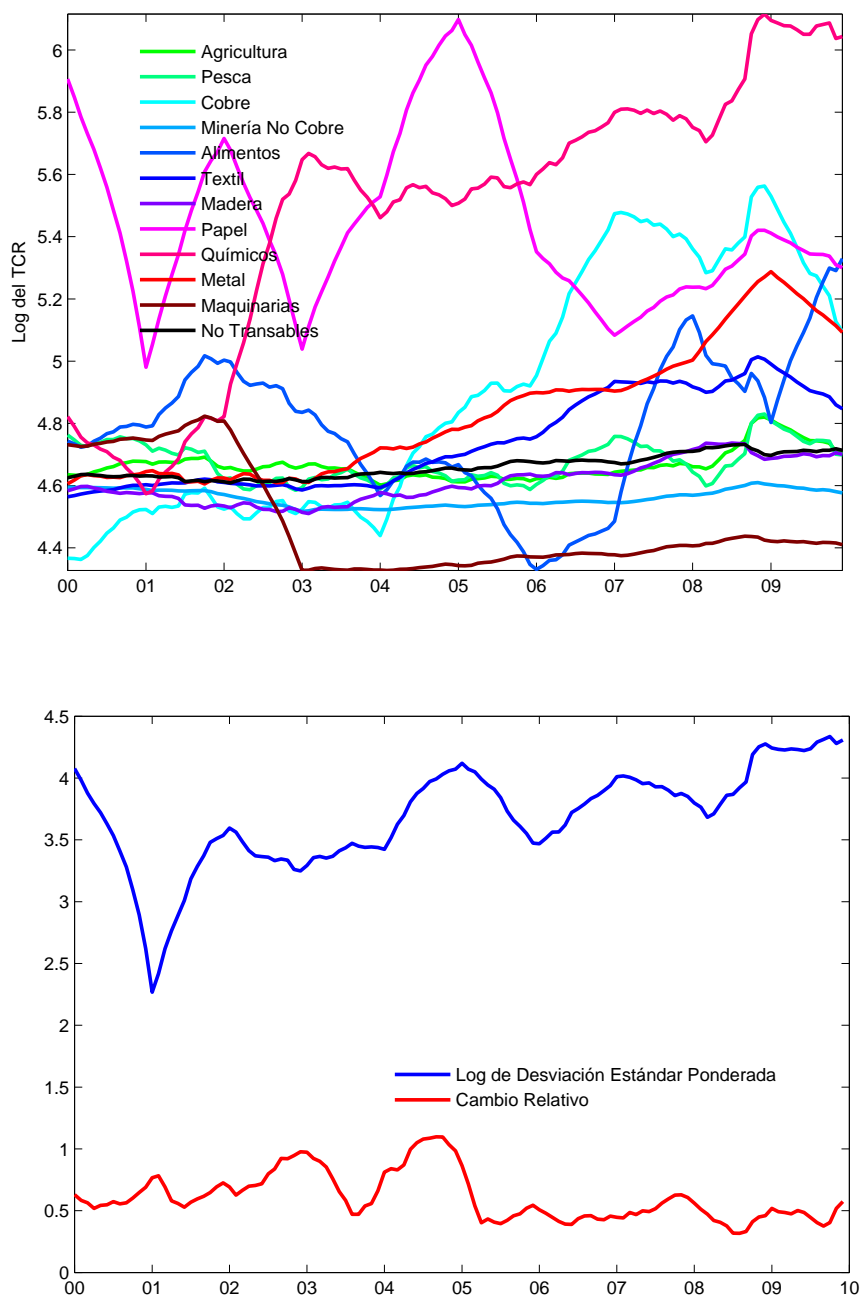
Los valores de γ se obtienen de la matriz de insumo producto excepto por el de remuneraciones que se obtiene de la ENIA. Es un solo ponderador para toda la serie.

Los tipos de cambio reales sectoriales se calculan para cada sector transable de la economía según la clasificación de cuentas nacionales y según como se presenta en las series sectoriales del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) de acuerdo a la metodología antes expuesta. El primer gráfico de la Figura 1 muestra la evolución de los TCR en el tiempo para la muestra de datos disponibles. En todos los casos, los índices se encuentran normalizados de modo que 100=enero de 1997 de modo que sus posiciones relativas no tienen un significado a priori. Los cambios en las posiciones relativas si lo tienen. El segundo gráfico muestra la evolución de la desviación estándar intersectorial que es una forma relativamente simple de resumir los cambios en la heterogeneidad en la posición de competitividad de los diferentes sectores para los que hicimos este cálculo.

Como se puede ver hay un nivel significativo de heterogeneidad intersectorial. Sin embargo, lo más interesante desde nuestro punto de vista es que esa heterogeneidad es cambiante en el tiempo, tanto en su dispersión como en su ordenamiento. En el segundo gráfico de la Figura 1 mostramos una medida de cambio relativo consistente en la varianza promedio móvil del ranking de cada sector. si es que nunca cambiara el ranking esta medida debiera ser siempre cero. Como se puede ver, nunca lo es y es particularmente alta a fines del 2002 y del 2004. Esto indica que los cambios en la estructura de precios cambiaria o en los precios relativos de las diferentes subcategorías de costos generan cambios importantes en la posición de competitividad de los diferentes sectores de la economía.

³Se podría hacer con índice de remuneraciones por sector, pero como tenemos, a priori, una descomposición más grande de sectores, es conveniente usar solo este índice.

Figura 1: Panel superior: Logaritmo de los Tipo de Cambio Reales Sectoriales. Panel Inferior: Logaritmo de la Desviación Estándar.



Por ejemplo, el sector textil muestra un buen desempeño relativo comparado con los otros sectores entre el 2002 y el 2005, para luego convertirse en uno de los de peor desempeño desde el 2006 en adelante solo para recuperarse al final. La agricultura, por otro lado, pasó de ser uno de los sectores en peor situación relativa entre 1997 y el 2002 a ser de los mejores en años recientes.

3. ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

Sea Y_t un vector de variables de dimensión K , que es el número de variables endógenas del sistema y otro vector de variables X_t que va a ser el vector de variables exógenas en el sistema. El VAR genérico que vamos a estimar se puede representar como:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_t + A_2 Y_{t-1} + \dots + A_q Y_{t-q} + DX_t + u_t \quad (1)$$

Donde u_t es el residuo y se asume que no está serialmente correlacionado y está asociado a los shocks estructurales de la economía ϵ_t por:

$$\epsilon_t = B u_t \quad (2)$$

Donde B va a ser la matriz que capture la respuesta de las variables endógenas ante innovaciones estructurales de la economía. También se requiere que $E[\epsilon_t] = 0$ y $E[\epsilon_t \epsilon_t'] = D$ con D diagonal.

A esto se le deben introducir los supuestos identificatorios de los shocks estructurales. El supuesto típico y menos estructural posible es usar la descomposición de Cholesky de la matriz de varianza y covarianza de los errores donde la matriz B puede obtenerse de:

$$\Sigma_u = BB' \quad (3)$$

Haciendo la típica descomposición triangular de Cholesky, donde el único supuesto de estructura consiste de un vago juicio sobre la jerarquía de las variables en cuanto a su grado de endogeneidad. El método de estimación de un modelo con estos requerimientos es mínimos cuadrados ordinarios.

Por otro lado, está la estimación del VAR estructural, el cual ya no asume que B se puede obtener mediante una triangulación, sino que por medio de estimación directa. Para esto es necesario identificar la matriz B (y por lo tanto, el sistema) previo a estimarla. Se necesitan $K(K - 1)/2$ restricciones en esta matriz para que esté identificada, más

restricciones permiten estimar sin problemas también los parámetros del sistema. Un ejemplo de identificación es el siguiente:

$$\begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \epsilon_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{bmatrix} \quad (4)$$

Donde hay $K(K - 1)/2 = 3$ restricciones y por lo tanto se puede estimar el sistema de ecuaciones debido a que está exactamente identificado.

Hay dos formas de estimar los parámetros de los VAR estructurales: Por medio de máxima verosimilitud y por medio de Mínimos Cuadrados en 2 Etapas.

La estimación de MV es que siendo $\hat{\Sigma} = \frac{\epsilon'\epsilon}{T-1}$ el objetivo es

$$\begin{aligned} \max_{\gamma_B} \ln L &= \frac{TK}{2} - \frac{T}{2} \ln |BB'| - \frac{T}{2} \text{tr}[\hat{\Sigma}B'^{-1}B^{-1}] \\ \text{s.a.} \quad \text{vec}(B) &= H_B\gamma_B + h_B \end{aligned} \quad (5)$$

Por otro lado, la estimación por MC2E consiste en hacer regresiones del sistema de residuos estructurales y no estructurales, con eso obtener las series de shocks estructurales y la matriz B.

Se usarán ambas aproximaciones dependiendo de la dimensión del problema y de la carga computacional que toleremos. En este sentido es trivial que MV es mucho más demandante computacionalmente que MC2E.

Luego de obtener las estimaciones de las matrices de parámetros y la B, podemos calcular y proyectar los impulso respuesta. Supongamos un VAR(2), las funciones impulso respuesta se obtienen a partir de la caracterización estado espacio del sistema, como un AR(1).

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 \\ I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B \\ 0 \end{bmatrix} u_t \quad (6)$$

De otra manera:

$$z_t = \Phi z_{t-1} + \Omega u_t \quad (7)$$

Y las funciones de impulso respuesta, finalmente son:

$$IR_i = \Phi^{i-1}\Omega \quad (8)$$

Los intervalos de confianza que calcularemos para las funciones de impulso respuesta serán estimados por medio de técnicas tradicionales de Bootstrap.

4. ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN Y RESULTADOS

En honor a la parsimonia se sigue la metodología usada por Parrado (2001) con el objetivo de que los resultados de nuestro ejercicio sean comparables con un resultado relativamente estándar de estimación de la estructura dinámica de la economía chilena. Parrado (2001) identifica los shocks de política monetaria mediante un VAR estructural. La elección de esta metodología es debido a que es la que mejores resultados tiene (a nuestro parecer) en términos de los efectos de la política monetaria sobre la economía.

Se harán dos ejercicios: El primero tiene como objetivo testear el efecto que tiene la varianza intersectorial sobre la economía y con esto revisar evidencia acerca de la existencia del “efecto holandés” en la economía chilena. El segundo ejercicio es analizar los efectos sectoriales de la enfermedad holandesa para ver cuales son los sectores ganadores y perdedores que genera la varianza. La idea es hacer prácticamente los mismos modelos en el caso del análisis de la economía nacional y sectorial para tener una base de comparación, y ver finalmente qué sectores se afectan más por su tipo de cambio real y por la varianza intersectorial. En ambos casos se correrán regresiones para las mismas variantes de especificación de los vectores de datos que usa Parrado (2001) y se usará como medida de heterogeneidad en competitividad la varianza intersectorial ponderada de TCRs sin el sector químico, los resultados se replican con las demás especificaciones de esta variable (incluyendo el caso con el sector químico en la varianza) por lo que no los reportamos.

4.1. VAR NACIONAL

El vector de variables del VAR nacional es:

$$Y_t = (OIL_t(COP_t), IMA_t, P_t, FFR_t(EMBI_t), TPM_t, M1_t, TCR - 5_t, STD_t) \quad (9)$$

donde OIL_t es el logaritmo del WTI, $COPPER_t$ es el precio del cobre en USD, IMA_t , P_t y $M1_t$ son los logaritmos desestacionalizados del IMACEC, IPC y M1 respectivamente, FFR_t es la tasa de política monetaria de la Reserva Federal (Federal Funds Rate), $EMBI_t$ es el logaritmo del EMBI mensual, TPM_t es la tasa de política del Banco Central de Chile, $TCR - 5_t$ es el logaritmo del tipo de cambio real multilateral de cinco monedas calculado por el Banco y STD_t es el logaritmo de la varianza intersectorial de niveles de competitividad que hemos calculado. Las variables en paréntesis indican

variables que se usan alternativamente a las “titulares”. Se usa precio del petróleo o del cobre, se usan los fondos federales o el EMBI del mismo modo que Parrado (2001) y al igual que el, en busca de robustez corremos las cuatro variantes posibles. Los resultados son muy parecidos, idénticos en dirección y con pequeñas diferencias en magnitud. En honor a la brevedad solo mostramos dos casos, los que nos dan los extremos de magnitudes estimadas.

Los supuestos de identificación se representan en la siguiente matriz:

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{oil} \\ \epsilon_y \\ \epsilon_p \\ \epsilon_{r^*} \\ \epsilon_r \\ \epsilon_m \\ \epsilon_{tcr} \\ \epsilon_{std} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{51} & 0 & 0 & a_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{62} & a_{63} & 0 & a_{65} & 1 & 0 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 & 0 \\ a_{81} & a_{82} & a_{83} & a_{84} & a_{85} & a_{86} & a_{87} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{oil} \\ u_y \\ u_p \\ u_{r^*} \\ u_r \\ u_m \\ u_{tcr} \\ u_{std} \end{bmatrix}$$

Donde ϵ_{oil} , ϵ_y , ϵ_p , ϵ_{r^*} , ϵ_r , ϵ_m , ϵ_{tcr} y ϵ_{std} son los shocks estructurales, es decir, los shocks que se observan en la economía. Estos son los shocks de precios, tasas, oferta y demanda de la economía. Por otro lado, u_{oil} , u_y , u_p , u_{r^*} , u_r , u_m , u_{tcr} y u_{std} son simplemente los errores obtenidos por la estimación del VAR. Para maximizar comparabilidad, los supuestos de identificación que introducimos son los mismos que usa Parrado (2001). en estricto sentido, lo único que introducimos es un shock adicional (ϵ_{std}) que asumimos como el más endógeno de todos (es afectado por los shocks ortogonales de todas las demás variables).

El esquema de identificación asume que el precio del petróleo no es afectado por el resto de las variables y es el shock más exógeno. El IMACEC depende contemporáneamente sólo del precio del petróleo, suponemos que el resto de las variables afectan con rezago a esta última variable. El nivel de precios se ve afectado contemporáneamente por el IMACEC y por el precio del petróleo. La tasa de interés internacional depende solamente del precio internacional del petróleo. La tasa de política monetaria responde contemporáneamente a movimientos del precio internacional del petróleo y a las tasas de interés externas, esto debido a la falta de información respecto al resto de las variables con que cuenta el Banco Central. El dinero va a depender contemporáneamente del ingreso real, el nivel de precios y la tasa de interés. Asumimos que todas las variables tienen efecto sobre el tipo de cambio real y sobre la varianza intersectorial de los tipos de cambio reales sectoriales.⁴

Que todas las variables tengan efecto sobre la varianza de los tipos de cambio reales sectoriales sigue de la construcción de ésta. Se puede observar que todas las variables

⁴Para más información sobre los criterios para los demás supuestos en la matriz de identificación, ver Parrado (2001)

inciden en alguna parte de la composición de los tipos de cambios reales y, por lo tanto, es natural pensar que toda la economía afecta a esta variable en alguna medida contemporáneamente.

Los resultados para el VAR nacional se pueden observar en las Figuras 2, 3 y 4 con nuestras dos variantes preferidas que son ambas usando FFR_t pero usando el precio del petróleo o del cobre alternativamente. Los seis paneles de la Figura 2 muestran las funciones de impulso respuesta más importantes del VAR nacional con precio del petróleo y cobre, los seis paneles de la Figura 3 inferiores resultan del VAR nacional con precio del petróleo solamente, los seis paneles de la Figura 4 con el precio del cobre solamente. La razón por la que es importante probar todos estos casos no es solamente debido al efecto crucial que tienen estos dos componentes de los términos de intercambio sobre un modelo de la economía chilena (Párrado (2001) solamente reporta resultados con un precio o con el otro). En nuestro caso, es aún más importante estudiar los efectos, debido a la importancia potencial que pueden tener estos efectos en el comportamiento de la varianza intersectorial de los tipos de cambio real

El primer paso de estimación es la elección del rezago óptimo, el cual para ambos modelos elige VAR(1) por medio del estadístico Hannan-Quinn. Esto es sorprendente para datos mensuales pero es ventajoso debido a que elige el modelo más parsimonioso posible y con resultados robustos para distintas especificaciones, al tener un ratio de saturación de $(K + N_{exo})K/T = 0,51$.

La Figura 2 muestra nuestro resultado principal, donde se ve claramente que para esta muestra 1997:01 hasta 2009:12, hay evidencia de un efecto de desaceleración del crecimiento económico como resultado de un “shock holandés” de incremento en la heterogeneidad en competitividad intersectorial. Es decir, el crecimiento del producto se ve afectado negativamente ante un shock de varianza. Además, es importante recalcar que la inclusión de esta variable no ensucia el resultado del efecto de la política monetaria sobre la economía preservando los mismos tipos de efectos que logra Parrado (2001). De hecho, el puzzle de precios es apenas significativo y de todos modos desaparece luego de algunos periodos, para luego generar un efecto teórico correcto de la política monetaria con magnitudes y duraciones similares a las que se suelen estimar para la economía chilena. Asimismo con el producto y la base monetaria: mantienen sus resultados teóricos. Estos hechos son de vital importancia debido a que encontramos evidencia de nuestra hipótesis original sumado a que los efectos esperados tradicionales se continúan dando lo que, a nuestro juicio hace más creíble el resultado que estimamos.

Como discutimos más arriba en la sección en que explicamos la estructura del VAR nacional, en la Figura 2 mostramos los dos resultados extremos (más bajo y más alto) de efectos de un shock a la varianza intersectorial de TCRs sobre el producto. Un shock de una desviación estándar a la heterogeneidad en competitividad genera una caída máxima

en el crecimiento económico de entre 1.5% a 2.5% con una persistencia de entre uno a dos años. De hecho, si uno es extremadamente exigente con las interpretaciones que extrae de las funciones de impulso respuesta y solo toma las desviaciones significativas de cero, para el VAR con precios del cobre y petróleo de todos modos tenemos efectos significativos del orden de 2% que duran hasta un semestre en significancia.

Es muy probable que una buena parte de la heterogeneidad de cambios intersectoriales sea causado justamente por las variaciones en el precio del petróleo y el precio del cobre. Los efectos más fuertes y persistentes aparecen en el caso de que el shock se produce “a precios del cobre constante” (es decir permitiendo que sea el petróleo el que mueve la varianza intersectorial) que es el caso en que controlamos por precio del petróleo; los más fuertes se producen en el caso de que el shock se produce “a precios del petróleo constante” (es decir permitiendo que sea el cobre el que mueve la varianza intersectorial) que es el caso en que controlamos por precio del cobre. En el caso más conservador en que solamente miramos efectos de shocks a la heterogeneidad en competitividad “a precios del cobre y petróleo constantes” todavía detectamos un efecto de 2% que dura hasta seis meses dado que estamos controlando por las dos mayores fuentes de heterogeneidad de cambios intersectoriales, es interesante que aún se produzca el efecto.

Figura 2: VAR para la economía Nacional con Precio del Cobre y Precio del Petróleo.

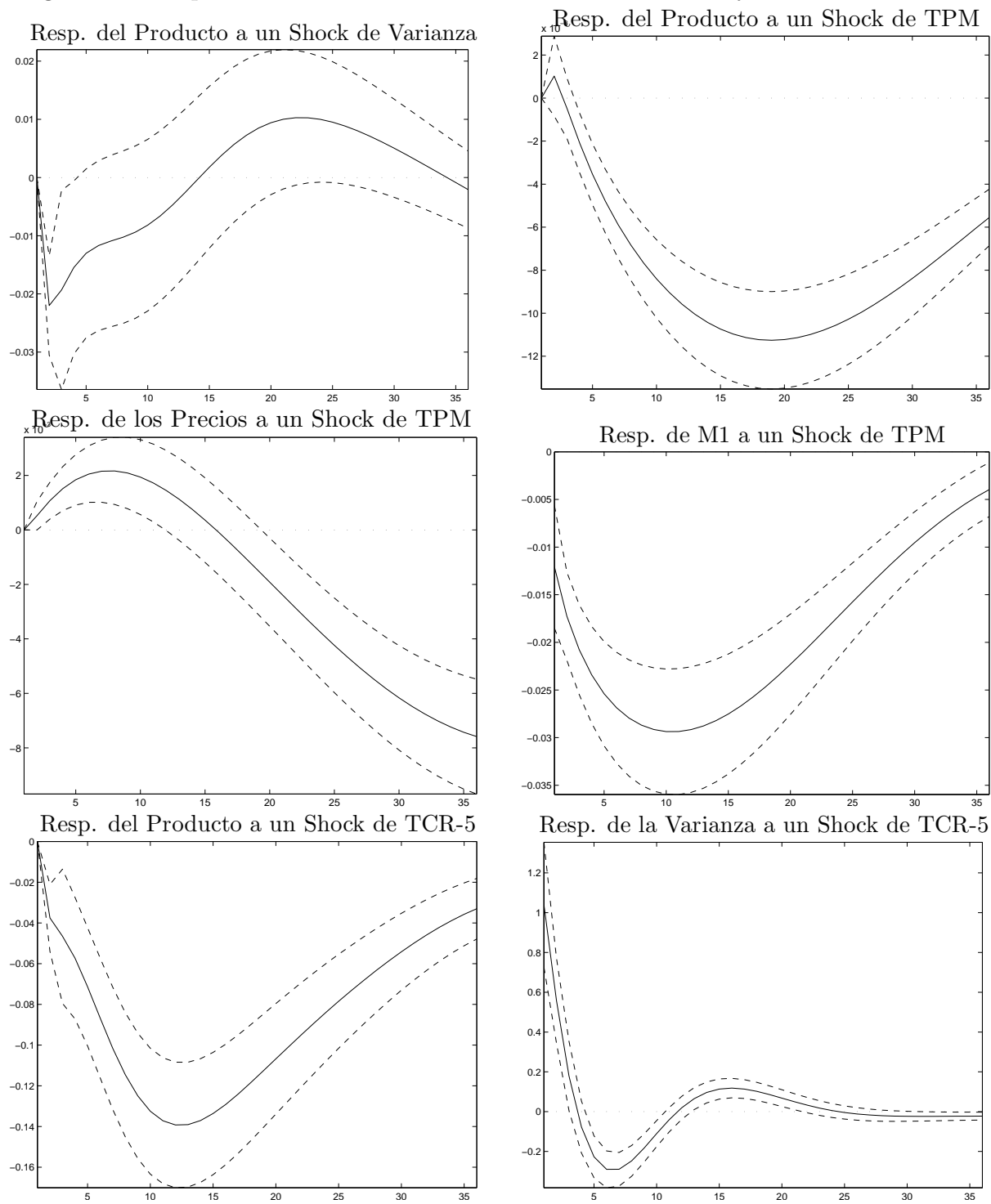


Figura 3: VAR para la economía Nacional con Precio del Petróleo.

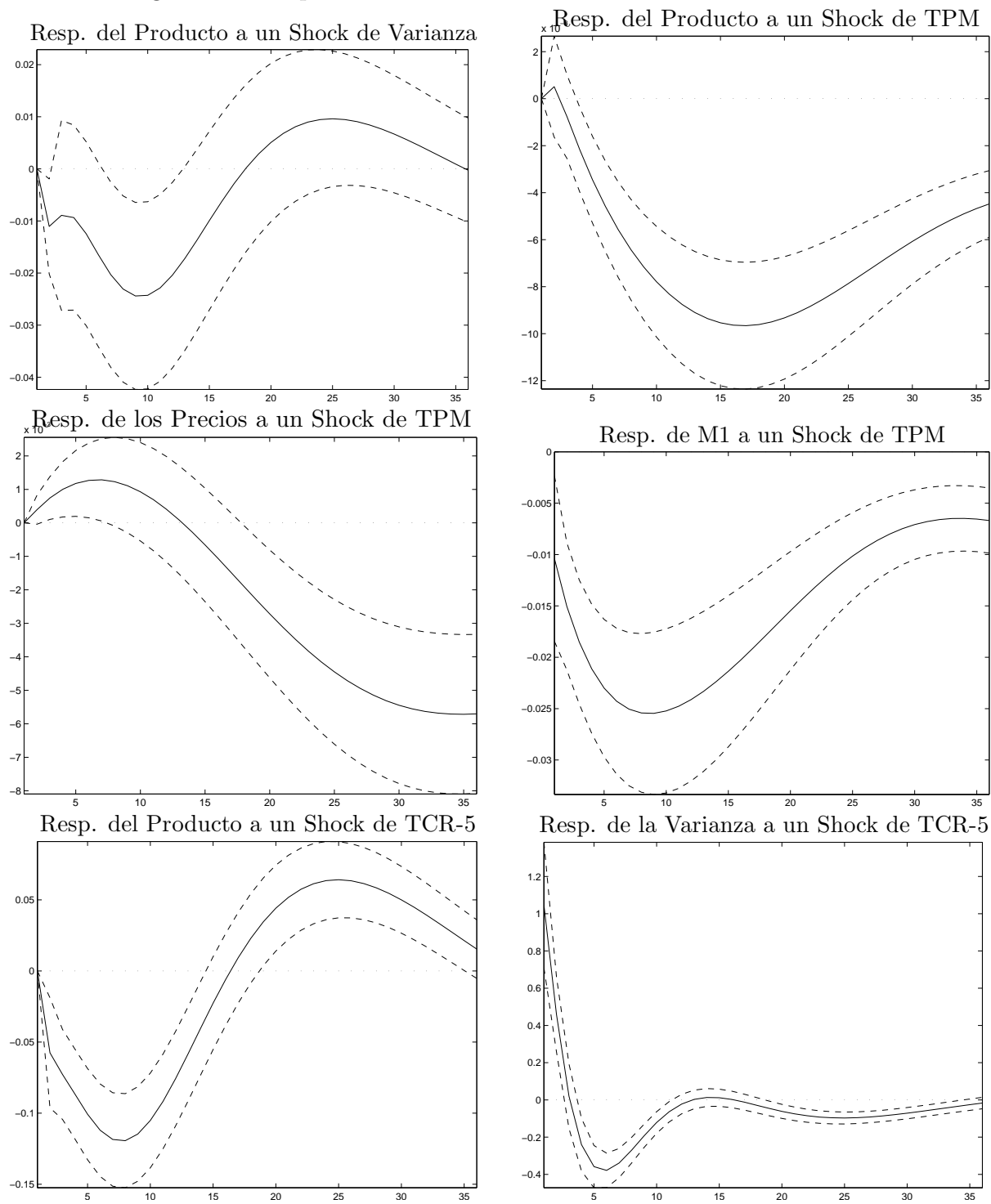
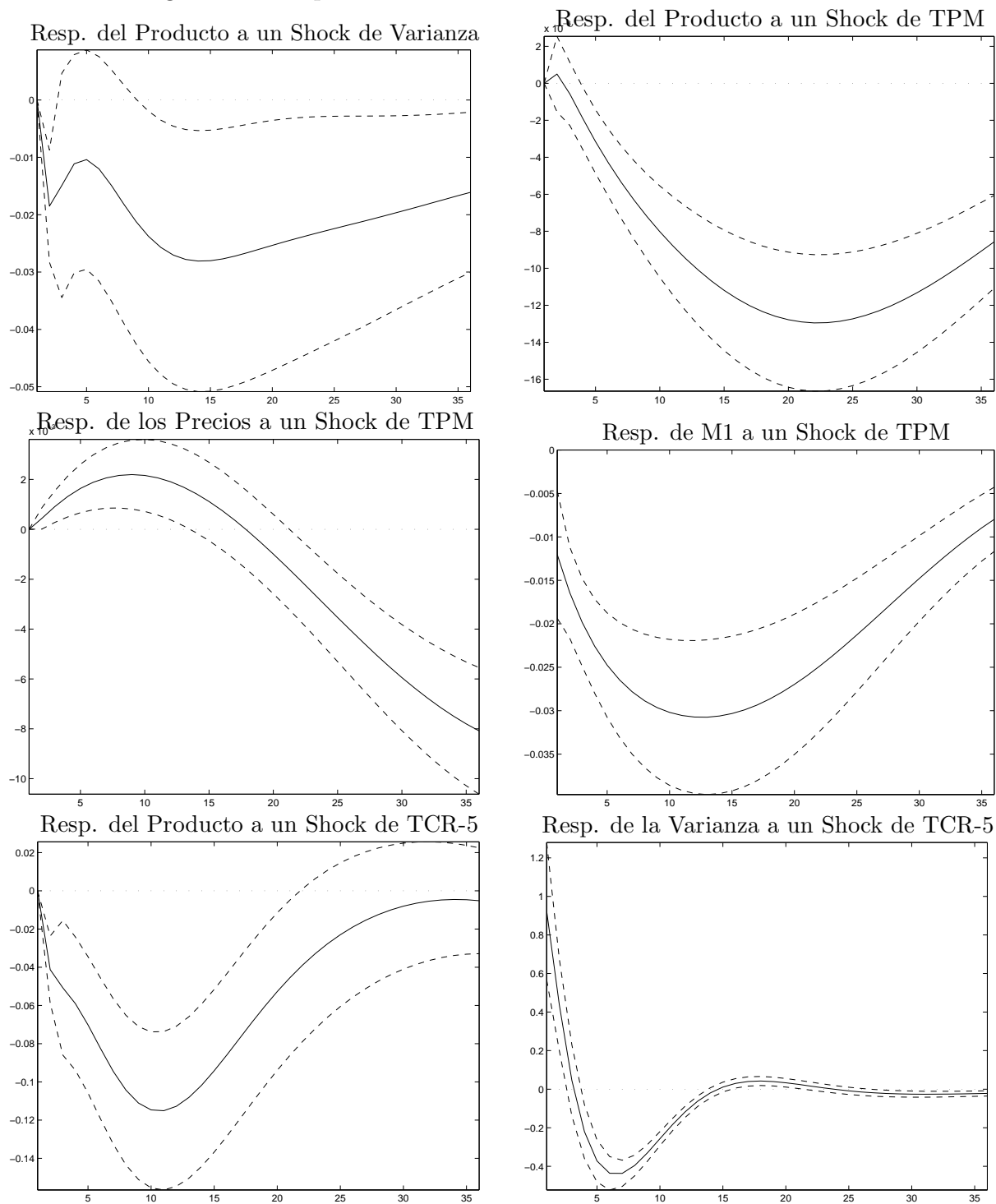


Figura 4: VAR para la economía Nacional con Precio del Cobre.



4.2. VAR SECTORIAL

Para la identificación del VAR sectorial tenemos que ir un poco más allá. Debido a que la literatura no ha cubierto el tópico de identificación de VAR sectorial, haremos el ejercicio basándonos en Parrado (2001) con algunos supuestos adicionales.

El VAR sectorial está compuesto por las siguientes variables:

$$Y_t = (OIL_t(COP_t), FFR_t(EMBI_t), IMA_{t,s}, P_t, TPM_t, M1_t, STD_t, IMA_{ts}, TCR_{ts},) \quad (10)$$

En que, comparado con el VAR nacional, se sustituye el tipo de cambio real promedio por el tipo de cambio real sectorial TCR_{ts} y se añade $IMA_{t,s}$ que es el logaritmo del IMACEC desestacionalizado del sector s , lo que hace que dejemos $IMA_{t,-s}$ como indicador del “resto del IMACEC”. Esto lo construimos haciendo una descomposición del IMACEC muy simple (restando el sector en cuestión) lo que se puede hacer en forma relativamente trivial dado de que el Banco Central reporta los IMACEC sectoriales en pesos del 2003.

La identificación del VAR sectorial describe en la siguiente matriz:

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{oil} \\ \epsilon_{r^*} \\ \epsilon_{y-s} \\ \epsilon_p \\ \epsilon_r \\ \epsilon_m \\ \epsilon_{std} \\ \epsilon_{y_s} \\ \epsilon_{tcr_s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & 0 & a_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 & 0 & 0 \\ a_{81} & a_{82} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ a_{91} & a_{92} & a_{93} & a_{94} & a_{95} & a_{96} & a_{97} & a_{98} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{oil} \\ u_{r^*} \\ u_{y-s} \\ u_p \\ u_r \\ u_m \\ u_{std} \\ u_{y_s} \\ u_{tcr_s} \end{bmatrix}$$

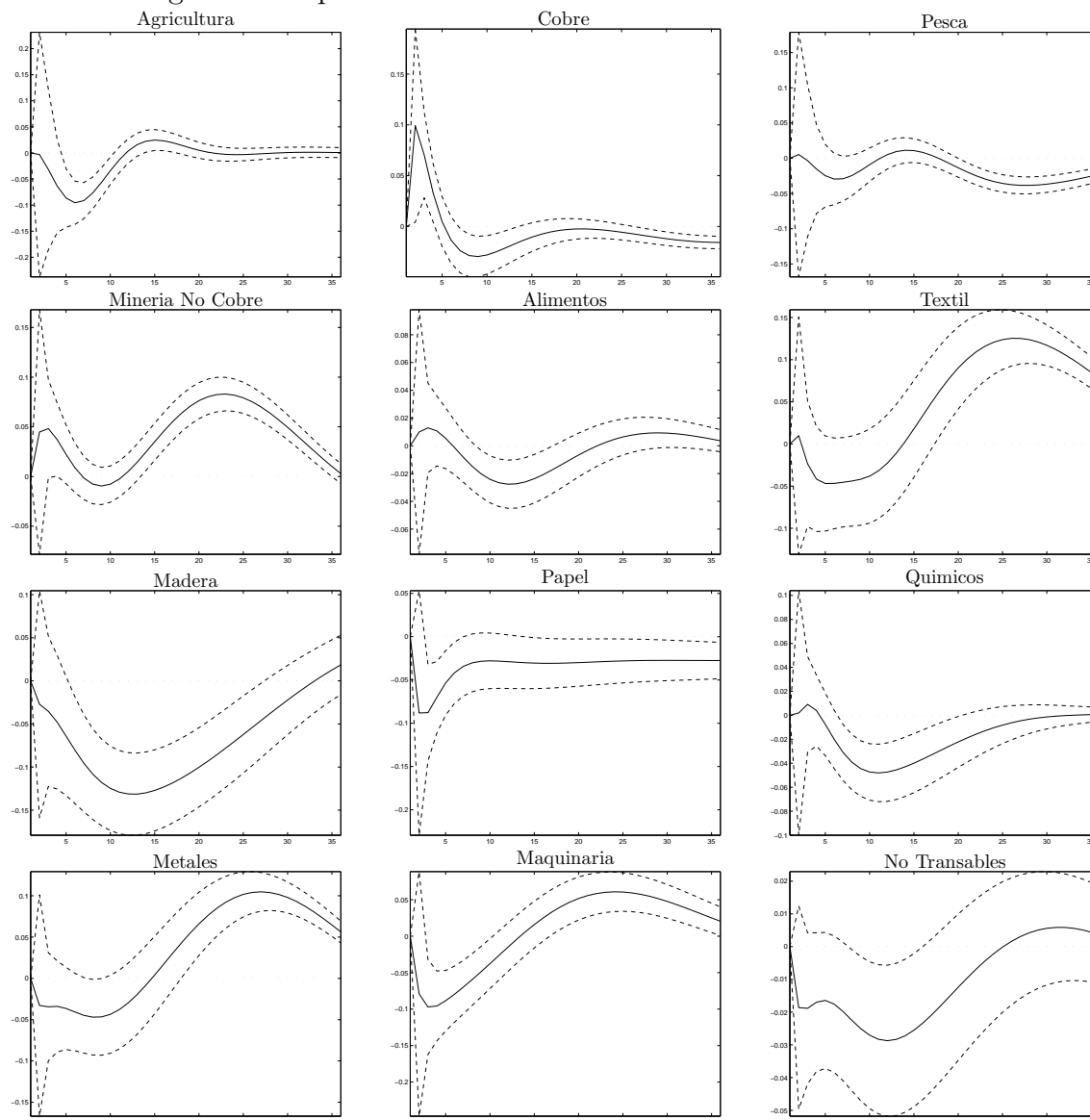
La cual es básicamente la misma matriz del VAR nacional pero agregándole el producto sectorial y el resto del IMACEC. Suponemos que el resto del IMACEC tiene la misma estructura que el producto total del VAR nacional, lo que cambia es que el producto sectorial está afectado contemporáneamente solamente por el precio del petróleo y por la varianza intersectorial, esto debido a que el resto de las variables teóricamente deberían actuar con rezago sobre el producto sectorial, el que es más rígido frente a cambios de estos factores.

La figura 5 muestran las funciones de impulso respuesta de un shock de una desviación estándar sobre la varianza de TCRs sectoriales que representa para nosotros la heterogeneidad en competitividad. Es importante recordar que los VAR de esta sección son con precio del petróleo y sin precio del cobre (los resultados al incluir precio del cobre no convergen). Esto implica que hay que interpretarlos como resultados “a precios de

petróleo constante”.

Entre las funciones de impulso respuesta se observan claros efectos negativos en agricultura, alimentos, pesca, papel, madera y químicos. Así mismo los sectores ganadores en ambas figuras son minería no cobre y metales. Maquinaria (que también captura manufacturas metálicas más avanzadas) podría ser también clasificado como ganador, a pesar de que al principio parece sufrir un shock adverso de un año aproximadamente, del cual se recupera con fuerza. Es interesante observar como el Cobre es indiferente frente al shock y que los no transables están al borde de la insignificancia con un efecto negativo.

Figura 5: Respuesta del Producto Sectorial a un shock de Varianza.



5. CONCLUSIONES

En este artículo construimos medidas de tipos de cambio real sectoriales para la economía chilena, tomando en cuenta la heterogeneidad de mercados (y monedas) objetivos entre los diferentes sectores (que sacamos de los datos de aduanas), además de las diferencias en estructuras de costos (que sacamos de la matriz de insumo producto). Encontramos que hay significativa heterogeneidad en los TCR sectoriales, importantes cambios en esa heterogeneidad y en las posiciones relativas de los sectores para el período 2000-2010.

Usando los TCR sectorial, construimos una medida de varianza inter-sectorial como indicador de la heterogeneidad en condiciones de competitividad de los sectores económicos. Introducimos esta medida en un modelo VAR estándar de la economía chilena con un mínimo de estructura ajustado originalmente por Parrado (2001), con el objeto de estudiar el efecto de un shock a la heterogeneidad intersectorial en condiciones de competitividad. Descubrimos que un shock de una desviación estándar a la heterogeneidad en competitividad genera una caída máxima en el crecimiento económico de entre 1.5% a 2.5% con una persistencia de entre uno a tres años. Los efectos más fuertes y persistentes aparecen en el caso de que el shock se produce “a precios del cobre constante” (es decir permitiendo que sea el petróleo el que mueve la varianza intersectorial); los más fuertes se producen en el caso de que el shock se produce “a precios del petróleo constante” (es decir permitiendo que sea el cobre el que mueve la varianza intersectorial). En el caso más conservador en que solamente miramos efectos de shocks a la heterogeneidad en competitividad “a precios del cobre y petróleo constantes” todavía detectamos un efecto de 2% que dura hasta seis meses.

Finalmente usamos esta medida de heterogeneidad en condiciones de competitividad para estimar modelos VAR sectoriales. Encontramos que los sectores perdedores son: agricultura, alimentos, pesca, papel, químicos y posiblemente madera. Los sectores ganadores son quizás no muy sorprendentemente: minería no cobre, manufacturas metálicas y quizás manufacturas de maquinarias.

Los resultados de este paper se podrían prestar para dos tipos de interpretaciones, a nuestro juicio, abusivas. La primera sería que nosotros estuviéramos demostrando y estimando el efecto de la enfermedad holandesa en Chile. No es así. La enfermedad holandesa es un fenómeno de cambio estructural frente a condiciones de incremental heterogeneidad en condiciones de competitividad. Nosotros estamos estimando la reacción de corto plazo, dentro del espectro temporal del ciclo económico. A lo más se podría quizás tomar como una indicación de que algo de este efecto podría ocurrir, especialmente si es que persiste el proceso de incremento en la varianza de TCR intersectorial que se observa en la Figura 1. La segunda interpretación abusiva sería decir que el hecho de que los efectos estimados, por lo general desaparecen en significancia luego de dos a tres años. Es trivial darse cuenta de que en una economía en que los sectores sean repetidamente golpeados por estos shocks de varianzas de tipos de cambio sectoriales, se producirá una declinación de los sectores golpeados. De todos modos es importante hacer notar que esta metodología no está diseñada para hacer inferencias de largo plazo de ese tipo.

6. REFERENCIAS

1. Aghion P., P. Bacchetta, R. Ranciere y K. Rogoff (2006). "Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development." NBER Working Papers, No. 12117.
2. Aizenman J., J. Frankel (1986). "Sectoral Wages and the Real Exchange Rate", NBER working papers, No. 1801.
3. Alexandre F., P. Bacao, J. Cerejeira, M. Portela (2009). "Aggregate and Sector-Specific Exchange Rate Indexes for the Portuguese Economy", *Notas Económicas*, Dic. 2009.
4. Álvarez R. y Fuentes J.R. (2006). "El Síndrome Holandés: Teoría y Revisión de la Experiencia Internacional." *Notas de Investigación, Revista de Economía Chilena*, Vol. 9.
5. Bravo-Ortega C. y J. De Gregorio (2006). "The Relative Richness of the Poor? Natural Resources, Human Capital and Economic Growth." En *Natural Resources, Neither Curse Nor Destiny*, editado por D. Lederman y W.F Maloney. Washington, DC, EE.UU.: Banco Mundial.
6. Cheung Y., M. Chinn, E. Fujii (1999). "Market Structure and the Persistence on Sectoral Real Exchange Rates." NBER Working Papers, No. 7408.
7. Chinn M. (1997). "Sectoral Productivity, Government Spending and Real Exchange Rates: Empirical Evidence for OECD Countries", NBER Working Papers, No. 6017.
8. Chumacero, R. (2003). "A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in The Chilean Economy." *Documentos de Trabajo Banco Central de Chile*, N° 241.
9. Corden, W.M. y J.P. Neary (1982). "Booming sector and Deindustrialization in a Small Economy." *Economic Journal* 92: 825-48.
10. Crucini M., M. Shintani y T. Tsuruga T., "Do Sticky Prices Increase Real Exchange Rate Volatility at the Sector Level?." NBER Working Paper No. 1608, 2010.
11. Frankel J., S. Wei (1993), "Trade Blocs and Currency Blocs.", NBER Working Papers, No. 4335.
12. Gelb, A. (1986). "Adjustment to Windfall Gains: A Comparative Analysis of Oil Exporting Countries." En *Natural Resources and the Macroeconomy*, editado por J.P. Neary y S. van Winjbergen. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.

13. Gelb, A. (1988). "Oil Windfalls: Blessing or curse? Nueva York, EE.UU.: Oxford University Press.
14. Godlberg L. (2004), "Industry Specific Exchange Rates for the United States", Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review.
15. Hahn, E. (2004). "The Impact of Exchange Rate Shocks on Sectorial Activity and Prices in the Euro Area. ECB Working Papers, No. 796.
16. Iimi, A. (2006). "Did Botswana Escape from Resource Curse?" Documento de Trabajo N° 06/138, Fondo Monetario Internacional.
17. Klein M., S. Schuh, R. Triest (2000). "Job Creation, job Destruction, and the Real Exchange Rate", NBER Working Papers, No. 7466.
18. Krugman , P. (1987). "The Narrow Moving Band, the dutch Disease, and the Competitive Consequences of Mrs. Thatcher: Notes on Trade in the Presence of Dynamic Scale Economies." *Journal of Development Economics* 27(1-2): 41-55.
19. Manzano, O. y R. Rigobón (2006). "Resource Curse or Debt Overhang?" En Natural Resources, Neither Curse Nor Destiny, editado por D. Lederman y W.F Maloney. Washington, DC, EE.UU.: Banco Mundial.
20. Mckenzie M., "The Impact of Exchange Rate volatility on Australian Trade Flows", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 8, pp.21-38, 1998.
21. Meller P. (2010). "Recursos Naturales y la Integración de la economía Chilena a la Economía Mundial." En Cien años de luces y sombras, Tomo 2, editado por Ricardo Lagos Escobar. Santiago, Chile.
22. Parrado, E. (2001). "Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile." *Revista Economía Chilena*, Vol. 4, N° 3, pp. 29-57.
23. Pinto A. (1962). "Chile: Un caso de Desarrollo Frustrado." Santiago, Chile. Editorial Universitaria.
24. Raddatz, C. (2011). "Over the Hedge: Exchange Rate Volatility, Commodity Price Correlations, and the structure of Trade." World Bank Policy Research Working Paper, No. 5590.
25. Røed Larsen, E. (2004). "Escaping the Resources Curse and the Dutch Disease? When and Why Norway Caught Up with and Forged ahead of its Neighbors." Discussion Papers N° 377, Statistics Norway.
26. Rose A. (2000), "One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade", *Economic Policy*, Vol. 15, Issue 30, pp. 7-46.

27. Sachs, J.D. y A.M. Warner (1999). "Sources of Slow Growth in African Economies." *Journal of African Economies* 6(3): 335-76.
28. Spatafora, N. y A. Warner (1999). "Macroeconomic and Sectoral Effects of Terms-of-Trade Shocks: The Experience of the Oil-Exporting Developing countries." Documento de Trabajo N° 99/134, Fondo Monetario Internacional.
29. Van Wijnbergen, S. (1984). "The Dutch Disease: A Disease after All?" *Economic Journal* 94: 41-55.

7. APENDICES

7.1. REGRESIONES

Cuadro 3: Resultados VAR para la economía Nacional con precio del Cobre

Regresor	Ecuación							
	PCU_t	IMA_t	P_t	FFR_t	TPM_t	$M1_t$	$TCR - 5_t$	STD_t
PCU_{t-1}	0.80 (14.92)	0.02 (2.57)	0.01 (2.11)	0.07 (0.49)	0.86 (2.57)	0.01 (0.73)	0.04 (2.15)	0.05 (1.00)
IMA_{t-1}	-0.40 (-0.66)	0.23 (2.43)	0.05 (1.85)	1.08 (0.70)	1.61 (0.43)	0.09 (0.67)	0.24 (1.15)	0.61 (1.21)
P_{t-1}	-0.34 (-1.19)	0.13 (2.87)	0.97 (71.67)	-3.77 (-5.17)	-2.72 (-1.54)	0.17 (2.46)	0.19 (1.87)	0.14 (0.60)
FFR_{t-1}	0.00 (0.487)	0.00 (0.78)	0.00 (-1.63)	0.94 (47)	0.00 (-0)	0.00 (0.62)	0.00 (-1.12)	-0.01 (-1.53)
TPM_{t-1}	-0.01 (-1.09)	0 (2.7)	0 (0.84)	-0.01 (-0.86)	0.95 (25)	-0.01 (-3.93)	-0 (-1.54)	-0.01 (-1.6)
$M1_{t-1}$	0.484 (2.401)	0.19 (6.11)	-0.02 (-1.83)	0.95 (1.84)	-1.09 (-0.87)	0.86 (18.1)	-0.27 (-3.81)	-0.48 (-2.81)
$TCR - 5_{t-1}$	-0.61 (-4)	-0.02 (-1.02)	0 (0.2)	-0.14 (-0.35)	1.24 (1.31)	-0.01 (-0.24)	0.95 (17.9)	-0.15 (-1.21)
STD_t	-0.14 (-1.58)	-0.02 (-1.39)	0 (0.29)	-0.43 (-1.94)	1.09 (2.06)	0.02 (0.99)	0.09 (3.17)	0.64 (8.9)
$Trend_t$	0.028 (2.231)	0.01 (2.89)	-0 (-1.02)	-0.09 (-2.91)	-0.07 (-0.89)	0.01 (2.78)	0.01 (1.83)	0.03 (2.61)
Cte.	7.306 (0.975)	9.63 (8.24)	-0.55 (-1.53)	-6.6 (-0.34)	-13.1 (-0.28)	-1.08 (-0.61)	-2.26 (-0.86)	-5.6 (-0.88)

(): Estadístico t-student.

Cuadro 4: Resultados VAR para la economía Nacional con precio del Petróleo y precio del Cobre

Regresor	Ecuación								
	OIL_t	COP_t	IMA_t	P_t	FFR_t	TPM_t	$M1_t$	$TCR - 5_t$	STD_{t-1}
OIL_{t-1}	0.80 (14.84)	0.02 (2.51)	0.01 (2.06)	0.09 (0.75)	0.85 (2.53)	0.01 (0.85)	0.04 (2.22)	0.04 (0.90)	0.04 (0.90)
COP_{t-1}	-0.37 (-0.61)	0.18 (1.91)	0.05 (1.55)	2.67 (1.86)	0.88 (0.23)	0.17 (1.17)	0.31 (1.45)	0.25 (0.51)	0.25 (0.51)
IMA_{t-1}	-0.31 (-0.99)	0.08 (1.65)	0.96 (64.09)	-2.19 (-2.97)	-3.44 (-1.75)	0.24 (3.23)	0.25 (2.32)	-0.21 (-0.82)	-0.21 (-0.82)
P_{t-1}	0.00 (0.51)	0.00 (-0.13)	0.00 (-1.95)	0.98 (49.69)	-0.02 (-0.33)	0.00 (1.45)	0.00 (-0.47)	-0.02 (-2.70)	-0.02 (-2.70)
FFR_{t-1}	-0.01 (-1.02)	0.00 (3.51)	0.00 (1.31)	-0.06 (-3.34)	0.97 (21.90)	-0.01 (-4.59)	-0.01 (-2.07)	0.00 (0.19)	0.00 (0.19)
TPM_{t-1}	0.45 (1.62)	0.26 (6.05)	-0.01 (-0.55)	-1.25 (-1.92)	-0.09 (-0.05)	0.76 (11.83)	-0.37 (-3.77)	0.01 (0.06)	0.01 (0.06)
$M1_{t-1}$	-0.61 (-3.95)	-0.01 (-0.62)	0.00 (0.40)	-0.46 (-1.27)	1.38 (1.44)	-0.02 (-0.64)	0.93 (17.44)	-0.08 (-0.66)	-0.08 (-0.66)
$TCR - 5_{t-1}$	-0.13 (-1.54)	-0.02 (-1.67)	0.00 (0.16)	-0.31 (-1.54)	1.04 (1.94)	0.03 (1.27)	0.10 (3.34)	0.62 (8.82)	0.62 (8.82)
STD_{t-1}	0.01 (0.17)	-0.01 (-2.23)	0.00 (-1.14)	0.45 (4.92)	-0.20 (-0.84)	0.02 (2.25)	0.02 (1.45)	-0.10 (-3.18)	0.90 (28.50)
$Trend_t$	0.03 (1.63)	0.00 (0.35)	0.00 (-1.53)	0.06 (1.46)	-0.14 (-1.22)	0.02 (3.57)	0.01 (2.31)	-0.01 (-0.50)	-0.01 (-0.50)
Cte.	7.10 (0.93)	10.06 (8.64)	-0.48 (-1.33)	-20.85 (-1.17)	-6.58 (-0.14)	-1.73 (-0.98)	-2.88 (-1.09)	-2.40 (-0.39)	-2.40 (-0.39)

(): Estadístico t-student.

Cuadro 5: Resultados VAR para la economía Nacional con precio del Petróleo

Regresor	Ecuación							
	OIL_t	IMA_t	P_t	FFR_t	TPM_t	$M1_t$	$TCR - 5_t$	STD_t
OIL_{t-1}	0.83 (19.68)	0.02 (3.23)	0.01 (3.07)	-0.02 (-0.17)	1.37 (6.85)	-0.01 (-1.29)	0.03 (2.49)	-0.01 (-0.37)
IMA_{t-1}	1.15 (1.64)	0.18 (1.90)	0.04 (1.28)	1.39 (0.87)	-4.11 (-1.23)	0.19 (1.33)	0.17 (0.79)	0.82 (1.57)
P_{t-1}	-0.49 (-1.55)	0.11 (2.53)	0.96 (74.34)	-3.85 (-5.37)	-3.34 (-2.24)	0.15 (2.34)	0.15 (1.55)	0.09 (0.40)
FFR_{t-1}	-0.01 (-1.79)	0.00 (1.53)	0.00 (-1.26)	0.95 (50.48)	0.02 (0.44)	0.00 (1.09)	0.00 (-0.61)	-0.01 (-1.20)
TPM_{t-1}	-0.02 (-2.54)	0.00 (3.05)	0.00 (1.15)	-0.01 (-0.88)	0.97 (29.58)	-0.01 (-4.06)	0.00 (-1.31)	-0.01 (-1.63)
$M1_{t-1}$	-0.10 (-0.43)	0.22 (7.32)	-0.01 (-0.99)	1.00 (1.94)	0.64 (0.59)	0.86 (18.41)	-0.21 (-3.06)	-0.45 (-2.67)
$TCR - 5_{t-1}$	-0.58 (-3.94)	-0.05 (-2.29)	0.00 (-0.60)	-0.25 (-0.73)	0.71 (1.01)	-0.03 (-0.93)	0.91 (19.97)	-0.23 (-2.05)
STD_{t-1}	-0.18 (-1.95)	-0.01 (-0.86)	0.00 (0.79)	-0.41 (-1.88)	1.42 (3.15)	0.02 (1.15)	0.11 (3.74)	0.66 (9.24)
$Trend_t$	0.01 (0.44)	0.01 (3.45)	0.00 (-0.62)	-0.09 (-2.87)	-0.02 (-0.33)	0.01 (2.85)	0.01 (2.25)	0.03 (2.73)
Cte.	-11.09 (-1.25)	102.96 (8.59)	-0.33 (-0.89)	-10.49 (-0.52)	63.95 (1.53)	-2.35 (-1.28)	-1.21 (-0.45)	-8.26 (-1.25)

(): Estadístico t-student.

Cuadro 6: Descripción de los datos

Serie	Fuente	Período	Periodicidad	Descripción
IMACEC	Banco Central de Chile	1996-2009	Mensual	Producción Sectorial y Total para la economía chilena
IPC	INE	1997-2009	Mensual	Índice de Precios al consumidor. De aquí se extraen los índices de precios financieros y de Utilities. Índice de Remuneraciones Reales.
Indice de Remuneraciones	INE	1997-2009	Mensual	
Precio del Cobre	Banco Central de Chile	1997-2009	Mensual	
Precio del Petróleo	Banco Central de Chile	1997-2009	Mensual	WTI
TCR-5	Banco Central de Chile	1997-2009	Mensual	Índice de tipo de cambio real 5.
Federal Fund Rate	Banco Central de Chile	1997-2009	Mensual	
TPM	Banco Central de Chile	1997-2009	Mensual	Tasa de Política Monetaria.
M1	Banco Central de Chile	1997-2009	Mensual	Agregado monetario M1.
Cantidad de exportaciones	Servicio Nac. De Aduanas	1997-2009	Anual	Cantidad de exportaciones por producto
Cantidad de importaciones	Servicio Nac. De Aduanas	1997-2009	Anual	Cantidad de importaciones por producto
Valor de exportaciones	Servicio Nac. De Aduanas	1997-2009	Anual	Valor de exportaciones por producto
Valor de importaciones	Servicio Nac. De Aduanas	1997-2009	Anual	Valor de importaciones por producto