

Política Fiscal y Consumo Privado: Algunas Extensiones*

Alfredo Schclarek[†]

30 de Marzo 2004

Abstract

Este trabajo estudia empíricamente los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado. Trata de determinar si el nivel de la tasa de interés que pagan los bonos del estado y la tasa de desempleo afectan dicha relación. Utilizamos datos anuales entre 1970 y 2000 para treinta y ocho países, de los cuales la mitad son desarrollados y la otra mitad subdesarrollados. En general, los resultados de las estimaciones muestran que los shocks en el consumo del gobierno tienen efectos Keynesianos. En el caso de los shocks en la recaudación impositiva, la evidencia sugiere que no tienen efecto alguno sobre el consumo privado. Más aun, no encontramos evidencia alguna que favorezca la hipótesis de consolidaciones fiscales expansivas.

Clasificación JEL: E62; E21; C33

Palabras claves: Política fiscal; Consumo privado; Consumo del Gobierno; Recaudación impositiva; Países subdesarrollados

*Quiero agradecer a Anders Danielson, Marcelo Delajara y Daniel Heymann por comentarios y discusiones; y participantes en los seminarios de Lund University, Universidad Nacional de Córdoba, Universidad E Siglo 21 y participantes del I Congreso Nacional de Estudiantes de Postgrado en Economía (Bahía Blanca, Argentina, 2003). El presente estudio fue realizado mientras estuve en la Universidad E Siglo 21 como investigador visitante.

[†]Department of Economics, Lund University, P.O. Box 7082, SE-220 07 Lund, Sweden. Tel: +46 (0) 73 689 1311, Fax: +46 (0) 46 222 4613 E-mail: alfredo@nek.lu.se. Webpage: www.nek.lu.se/nekasc.

1 Introducción

En los últimos años ha habido un resurgimiento del debate acerca de los efectos que tiene la política fiscal sobre el consumo privado. Básicamente la discusión se ha enfocado en determinar si la política fiscal tiene efectos expansivos (Keynesianos) o contractivos (no Keynesiano). El debate todavía no está resuelto y existen estudios empíricos que dan resultados mixtos. Por una parte hay estudios como Giavazzi y Pagano (1990), Giavazzi y Pagano (1996) y Perotti (1999), que aseveran que, bajo ciertas circunstancias, la política fiscal tiene efectos no Keynesianos sobre el consumo privado. Sin embargo, existen estudios como Hjelm (2000), van Aarle and Garretsen (2003) y Schclarek (2003), que encuentran que la política fiscal tiene efectos Keynesianos.

A excepción de Schclarek (2003), los estudios nombrados anteriormente se han centrado en analizar esta problemática, teniendo en cuenta los países industrializados únicamente. Afortunadamente, hay un creciente interés por incluir en éste debate la experiencia de los países subdesarrollados (Gavin y Perotti, 1997). El presente trabajo y el trabajo de Schclarek (2003) son un aporte en esa dirección. También lo son los trabajos de Giavazzi et al. (2000) y Lopez et al. (2000). Sin embargo, estos trabajos analizan los efectos de la política fiscal sobre el ahorro interno. Schclarek (2003) encuentra que tanto para países industrializados como para países subdesarrollados, la política fiscal tiene efectos Keynesianos. Giavazzi et al. (2000) encuentra evidencia de que la política fiscal para países subdesarrollados, tiene efectos no lineales sobre el ahorro interno. Sin embargo, no encuentra sustento de que la política fiscal tuviera efectos no Keynesianos. Lopez et al. (2000) rechazan por su parte la hipótesis de equivalencia ricardiana, al mismo tiempo que encuentran que los efectos de la política fiscal sobre el ahorro interno, dependen de si el shock fiscal es permanente o transitorio.

Este trabajo es una extensión del trabajo de Schclarek (2003) y estudia empíricamente los efectos que tienen los shocks de política fiscal sobre el consumo privado tanto para países industriales como para países subdesarrollados. También, trata de determinar si los efectos de la política fiscal dependen de las condiciones iniciales de la economía, tales como la tasa de interés que paga la deuda pública, como del nivel de desempleo. Esta es la diferencia con el trabajo de Schclarek (2003) que investiga la relación no lineal teniendo en cuenta el nivel de deuda pública y el tamaño del déficit público como variables condicionantes. La metodología econométrica del presente estudio es similar al trabajo de Perotti (1999). Sin embargo, usamos un panel de datos anuales de treinta y ocho países, de los cuales 19 son industrializados y 19 son subdesarrollados, con datos que van entre 1970 y 2000. Las fuentes de los datos son la base de datos World Development Indicators 2002 del Banco Mundial y la base de datos International Financial Statistics 2002 del FMI.

El resto del trabajo esta organizado en siete secciones. La sección 2 esboza brevemente el modelo teórico que usaremos, como el estándar de comparación para las estimaciones empíricas. En la sección 3, las especificaciones empíricas de las ecuaciones estimadas se presentan y la metodología de estimación es

discutida. Los datos usados en el trabajo y la construcción de las variables dummy, son presentados en la sección 4. La sección 5 presenta los resultados de las estimaciones y la sección 6 presenta los resultados del test de consistencia realizado. Finalmente, la sección 7 concluye.

2 Modelo Teórico

En esta sección, esbozaremos brevemente el modelo teórico que usaremos, como punto de referencia para nuestra investigación empírica. Para un tratamiento detallado del modelo teórico, hacemos referencia a Perotti (1999). El modelo tiene cuatro supuestos básicos: En primer lugar, los impuestos tienen efectos distorsivos; en segundo lugar, el gobierno tiene una tasa de descuento superior a la de los agentes privados, y así la economía está inicialmente fuera de una situación de perfecto "tax-smoothing"; en tercer lugar, hay dos clases de agentes privados en términos de su acceso al mercado de crédito, los individuos con acceso ilimitado y los individuos con acceso limitado; en cuarto lugar, el consumo del gobierno tiene efectos positivos para el producto.

Hay una fracción $1 - u$ de individuos sin restricciones de acceso al mercado crediticio y una fracción u que no tiene acceso alguno al mercado de crédito. Ambas clases de agentes viven por tres períodos. El modelo analiza el cambio en su consumo entre los períodos 0 y 1, ocasionado por un shock fiscal en el período 1. Así mismo, la respuesta de la política fiscal en el período 2, dependerá del shock fiscal en el período 1. Por consiguiente, los shocks de política fiscal tendrán efectos riqueza para los individuos sin restricciones al mercado de crédito, por su respuesta anticipada a la futura política fiscal. Inversamente, los individuos con acceso limitado, no tendrán efectos riqueza y el cambio en su consumo entre los períodos 0 y 1 estará completamente determinado por su ingreso actual. A su vez, su ingreso actual es afectado por el shock fiscal contemporáneo.

Adicionalmente, L_t es el VPD de las necesidades financieras del gobierno que es fijado por la restricción intertemporal del presupuesto público. Además, p es la probabilidad que el político de turno permanezca en el gobierno en el siguiente período. El caso cuando L_t es bajo, o p es alto, es llamado tiempos buenos, y la situación opuesta es llamada tiempos malos. Según éste modelo, los shocks en el consumo del gobierno tienen efectos positivos en el consumo privado a niveles bajos de L_0 , el VPD de las necesidades financieras desde la perspectiva del período 0, y efectos negativos a niveles altos de éste. De modo semejante, los shocks en el consumo del gobierno tienen efectos positivos a niveles altos de p y efectos negativos a niveles bajos de éste. En el caso de los shocks de recaudación impositiva, el modelo predice que los shocks impositivos tienen efectos opuestos en el consumo privado, que los shocks en el consumo de gobierno. Por consiguiente, los shocks impositivos tienen efectos negativos a niveles bajos de L_0 , o a niveles altos de p , y efectos positivos a niveles altos de L_0 , o niveles bajos de p . Estas predicciones del modelo teórico serán las hipótesis nulas que examinaremos empíricamente en éste trabajo.

3 Especificación y Metodología de Estimación

El modelo empírico que estimaremos es un modelo econométrico de dos pasos. En el primer paso, estimaremos los shocks de la política fiscal y el cambio esperado en el ingreso disponible para cada país de la muestra a la vez. Luego usaremos estos "regresores generados" para estimar la ecuación estructural a través de la estimación de datos del panel. Tendremos dos ecuaciones estructurales, la primera refleja los efectos de la política fiscal sobre el consumo de ambos tipos de individuos (con y sin restricciones crediticias), y el segundo refleja los efectos de la política fiscal únicamente sobre los individuos sin restricciones crediticias. La primera ecuación estructural es

$$\Delta C_{it} = \gamma_1 \hat{\epsilon}_{it}^G + \tilde{\gamma}_1 D_{it} \hat{\epsilon}_{it}^G + \gamma_2 \hat{\epsilon}_{it}^T + \tilde{\gamma}_2 D_{it} \hat{\epsilon}_{it}^T + \mu \Delta \hat{Y}_{it/t-1} + \omega_{it} \quad (1)$$

donde ΔC_{it} es el cambio en el consumo privado para el país i en el período t , $\hat{\epsilon}_{it}^G$ es el shock en el consumo del gobierno, $\hat{\epsilon}_{it}^T$ es el shock en la recaudación impositiva, D_{it} es una variable dummy, la cual tomará el valor 0 en los tiempos buenos y el valor 1 en los tiempos malos, $\Delta \hat{Y}_{it/t-1}$ es el cambio estimado en el ingreso disponible usando información en el período $t - 1$, y ω_{it} es el término de error.

El coeficiente γ_1 mide los efectos de los shocks de consumo del gobierno en el consumo de ambos tipos de individuos (con y sin restricciones crediticias). El caso cuando $\gamma_1 > 0$ es referido como efectos Keynesianos sobre el consumo del gobierno, porque un shock positivo en el consumo del gobierno tiene un efecto positivo en el consumo privado. Inversamente, cuando $\gamma_1 < 0$ decimos que los shocks en el consumo del gobierno tienen efectos no Keynesianos en el consumo privado. De modo semejante, cuando γ_2 tiene signo negativo significa que un shock impositivo tiene un efecto negativo en el consumo privado, es decir efectos Keynesianos. El caso en que $\gamma_2 > 0$ lo llamamos efectos no Keynesianos. Los efectos expansivos de una consolidación fiscal ocurren cuando $\gamma_1 < 0$ y/o $\gamma_2 > 0$. Los coeficientes $\tilde{\gamma}_1$ y $\tilde{\gamma}_2$ miden la diferencia en los efectos entre los tiempos buenos y malos de los shocks en el consumo del gobierno y los shocks en la recaudación impositiva respectivamente.

Bajo la hipótesis nula $\gamma_1 > 0$, $\tilde{\gamma}_1 < 0$, $\gamma_2 < 0$, y $\tilde{\gamma}_2 > 0$. Por consiguiente, la hipótesis nula manifiesta que los shocks de la política fiscal tienen normalmente efectos Keynesianos en el consumo privado, pero que los efectos Keynesianos se reducen en tiempos malos. Además, en el caso que $\tilde{\gamma}_1 > \gamma_1$ y/o $\tilde{\gamma}_2 > \gamma_2$ los efectos Keynesianos se revierten en tiempos malos y los shocks pasan a tener efectos no Keynesianos, es decir efectos expansivos de las consolidaciones fiscales.

La segunda ecuación estructural, que refleja los efectos de la política fiscal únicamente en el consumo de los individuos sin restricciones crediticias, es

$$\Delta C_{it} = \gamma_1^u \hat{\epsilon}_{it}^G + \tilde{\gamma}_1^u D_{it} \hat{\epsilon}_{it}^G + \gamma_2^u \hat{\epsilon}_{it}^T + \tilde{\gamma}_2^u D_{it} \hat{\epsilon}_{it}^T + \mu \Delta \hat{Y}_{it/t} + \tilde{\omega}_{it} \quad (2)$$

donde $\Delta \hat{Y}_{it/t}$ es la predicción del cambio en el ingreso disponible para el país i usando información del período t . Asimismo la u refleja el hecho de que sólo

analizamos los efectos de los shocks de la política fiscal sobre los individuos sin restricciones crediticias. Por consiguiente, éste procedimiento alternativo nos permite estudiar los efectos riqueza sobre los individuos sin restricciones, que es la verdadera fuente de los efectos no Keynesianos de la política fiscal. Note que la diferencia entre las ecuaciones (1) y (2) es que la primera usa $\Delta\hat{Y}_{it/t-1}$ mientras que la segunda usa $\Delta\hat{Y}_{it/t}$. La diferencia entre $\Delta\hat{Y}_{it/t-1}$ y $\Delta\hat{Y}_{it/t}$ es que la última, se estima usando el cambio estimado en el ingreso disponible, usando información en el período $t-1$ y los shocks contemporáneas de la política fiscal (Schclarek, 2003). Por consiguiente, $\Delta\hat{Y}_{it/t}$ incorpora los efectos de los shocks fiscales en el ingreso disponible de los individuos con restricciones crediticias. Así mismo, los coeficientes de los shocks fiscales de la ecuación (2), reflejan únicamente el efecto riqueza en el consumo para los individuos sin restricciones (Perotti, 1999).

Bajo la hipótesis nula $\gamma_1^u < \gamma_1$, $\tilde{\gamma}_1^u = \tilde{\gamma}_1 < 0$, $\gamma_2^u > 0 > \gamma_2$, y $\tilde{\gamma}_2^u > \tilde{\gamma}_2 > 0$. La hipótesis nula manifiesta que, durante tiempos buenos, los shocks en el consumo del gobierno tienen un efecto más atenuado en el consumo de los individuos sin restricciones, que cuando se toman en cuenta ambos tipos de individuos. La razón es que los individuos sin restricciones deciden su consumo presente teniendo en cuenta el VPD de sus ingresos, y no sólo el ingreso presente como lo hacen los individuos sin acceso al mercado de crédito. Por consiguiente, cuando el consumo del gobierno se incrementa, los individuos sin restricciones también toman en cuenta que la recaudación impositiva tendrá que aumentar en el futuro, para financiar el incremento actual en el consumo del gobierno. Por lo tanto, un incremento en el consumo del gobierno tendrá un efecto riqueza negativo. $\tilde{\gamma}_1^u$ es igual a $\tilde{\gamma}_1$ porque son sólo los individuos sin restricciones que reaccionan de manera diferente entre los tiempos buenos y malos. La razón por la cual γ_2^u es positivo, es que cuando la recaudación impositiva presente es incrementada y la recaudación impositiva futura es reducida, manteniendo el VPD esperado de la recaudación impositiva constante, aumenta la riqueza de los individuos sin restricciones crediticias. También $\tilde{\gamma}_2^u > \tilde{\gamma}_2 > 0$ porque $\tilde{\gamma}_2 = \tilde{\gamma}_2^u + \tilde{\gamma}_2^c$ y $\tilde{\gamma}_2^c < 0$ (Perotti, 1999).

Las ecuaciones (1) y (2) han sido estimadas utilizando dos definiciones alternativas de la variable dummy. Además, fueron estimadas tanto para la muestra completa de países, como también para la submuestra de países industrializados y la submuestra de países en vías de desarrollo. El método de estimación utilizado fue la versión del estimador Prais-Winsten para datos de panel con efectos fijos.¹

En todas nuestras regresiones incluimos dummies de tiempo, para capturar efectos temporales específicos. Además, en todas las regresiones permitimos que los disturbios sean heteroscedásticos y contemporáneamente correlacionado a través de paneles (cada par de paneles tiene su propia covarianza). También permitimos que entre los paneles haya autocorrelación de primer orden y el

¹Según Beck y Katz (1995) el estimador de Prais-Winsten utilizado en nuestras regresiones produce errores estándares más precisos que el estimador "Feasible Generalized Least Square" (FGLS).

coeficiente del proceso AR(1) sea específico para cada panel.²³

Como advertimos anteriormente, $\hat{\epsilon}_{it}^G$, $\hat{\epsilon}_{it}^T$, $\Delta\hat{Y}_{it/t-1}$ y $\Delta\hat{Y}_{it/t}$ son regresores generados, que son obtenidos de la ecuación del primer paso para cada país a la vez. Según McAleer y McKenzie (1991), la presencia de regresores generados resulta en que la matriz de covarianza del término de disturbios sea no esférica, siendo los elementos no diagonales distintos de cero y los elementos diagonales no constantes. Obviamente, esto genera un problema para nuestra metodología de estimación de datos del panel, que desafortunadamente no tiene una solución fácil.⁴ Sin embargo, el procedimiento de estimación que usamos provee un estimador eficiente (McAleer y McKenzie, 1991). Además, como se vera cuando los resultados empíricos se presenten, aun si usáramos errores estándar incorrectos nuestros principales conclusiones no podrían ser rechazadas.⁵

4 Datos

La muestra usada para la estimación del modelo constó de un panel anual de treinta y ocho países, de los cuáles la mitad son países industrializados y la otra mitad son países subdesarrollados.⁶

Las fuentes de los datos son las bases de datos World Development Indicators 2002 del Banco Mundial e International Financial Statistics 2002 del FMI. Una descripción detallada de las diferentes variables empleadas y las fuentes de las mismas es presentada en el apéndice. Los datos van desde 1970 al 2000, o sea hay 31 observaciones para cada país. Sin embargo, las transformaciones de los datos y los procedimientos de estimación reducen el intervalo de la muestra en

²Testeamos nuestros datos por heteroscedasticidad y autocorrelación para la ecuación (1) y (2) usando ambas definiciones de la variable dummy. Las pruebas realizadas fueron una prueba modificada de Wald para la heteroscedasticidad y un test LM para la autocorrelación de primer orden. Para la muestra de todos los países y la muestra de los países industriales, encontramos evidencia de heteroscedasticidad y autocorrelación cuando utilizamos la variable dummy $D2_t$. Sin embargo, cuando utilizamos la variable dummy $D1_t$, encontramos heteroscedasticidad pero no autocorrelación. Para la muestra de países subdesarrollados, encontramos evidencia tanto de heteroscedasticidad como de autocorrelación cuando utilizamos ambas variables dummy. A pesar de que algunas especificaciones no evidenciaban autocorrelación, estimamos todas las ecuaciones con autocorrelación de primer orden, para solucionar el problema de "regresores generados".

³Utilizamos el comando de estimación "xtpcse" con la opción "correlation (psar1)" del software estadístico Stata 7.0.

⁴Ver por ejemplo Pagan (1984), Murphy y Topel (1985), McAleer y McKenzie (1991) y Smith y McAleer (1994).

⁵Murphy y Topel (1985) demuestran que la matriz de covarianza correcta del estimador del segundo paso excede la matriz de covarianza no ajustada por una matriz positiva. Por consiguiente, los errores estándares no ajustados están subestimados. En nuestro caso, y dado que la mayoría de veces no podemos rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes son insignificantes, lo expuesto anteriormente significaría que la mayoría de nuestros coeficientes serían aun más insignificantes.

⁶Las economías industrializadas son Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Japón, Noruega, Portugal, Reino Unido y Suecia. Los países subdesarrollados son Chile, Colombia, Costa Rica, Filipinas, Malasia, Malta, Méjico, Marruecos, Pakistán, Panamá, Paraguay, Republica Dominicana, Sri Lanka, Sudáfrica, Tailandia, Turquía, Uruguay y Venezuela.

cuatro observaciones. Además, para ciertos países no existen datos completos para las variables dummy, por lo que utilizamos paneles no balanceados.

Todas las variables son transformadas por el ingreso disponible pasado. El procedimiento está descrito en detalle en Schclarek (2003). La razón por la cual no utilizamos el procedimiento estándar de tomar el logaritmo de las variables, se debe a que hay grandes diferencias en el ratio de consumo del gobierno a PBI y recaudación impositiva a PBI entre los países y a través del tiempo. Obviamente, un cambio en el consumo del gobierno no tendrá los mismos efectos en el consumo privado si la proporción del consumo de gobierno a PBI es de 10 % en vez de 30 %.

Como mencionamos en la sección 3, los shocks en la política fiscal y las predicciones del cambio en el ingreso disponible tuvieron que ser estimados, o sea son regresores generados. Además los shocks de política fiscal han sido cíclicamente ajustados, porque sólo estamos interesados en las variaciones discrecionales y no en las variaciones debido al ciclo comercial. El método de estimación utilizado y los ajustes cíclicos son descritos detalladamente en Schclarek (2003).

Con respecto a la construcción empírica de la variable dummy, D_{it} toma el valor 0 en tiempos buenos y el valor 1 en tiempos malos. Además, como en el modelo teórico de la sección 2, usamos dos definiciones alternativas de malos tiempos. $D1_t$ es usado como proxy para L_0 y $D2_t$ para p . En la primera definición, $D1_t$, utilizamos la tasa de interés media que pagan los bonos del estado para definir malos tiempos. Específicamente, malos tiempos son aquellos años t en los cuales la tasa de interés pagada por los bonos del gobierno en el periodo anterior $t - 1$ es mayor que un cierto valor x . Dicho valor x es definido individualmente para cada país de la muestra y corresponde, en el caso que sirve de base, al valor que toma el ochentavo percentil de los valores de la muestra de cada país. Como veremos en la sección 6, también tomaremos valores alternativos para $D1_t$, equivalentes al 70% y 90%. Esto para comparar los resultados obtenidos en el caso base y de esta manera corroborar nuestros resultados.

En la segunda definición de malos tiempos, $D2_t$, usamos el porcentaje de desempleo de cada país para definir malos tiempos. En éste caso, un dado año t forma parte del régimen de malos tiempos si el desempleo excede un cierto valor x en el año anterior, es decir en el período $t - 1$. Para $D2_t$ tendremos los mismos valores que para $D1_t$, es decir 70%, 80% y 90%, donde 80% es también el caso que sirve de base. En el cuadro A2 del apéndice, presentamos una lista de los años para cada país que forman parte del régimen de malos tiempos según las definiciones de $D1_t(0.80)$, $D1_t(0.70)$, $D2_t(0.80)$, y $D2_t(0.70)$.

Los gráficos 1 y 2 exhiben la representación gráfica de los cambios en el consumo privado y los shocks fiscales en tiempos buenos y malos para todos los países de la muestra. El gráfico 1 muestra la relación para la dummy $D1_t(0.80)$ y el gráfico 2 para $D2_t(0.80)$. Las líneas rectas, representan la pendiente de la regresión simple del cambio en el consumo privado, con los shocks fiscales en cada muestra.

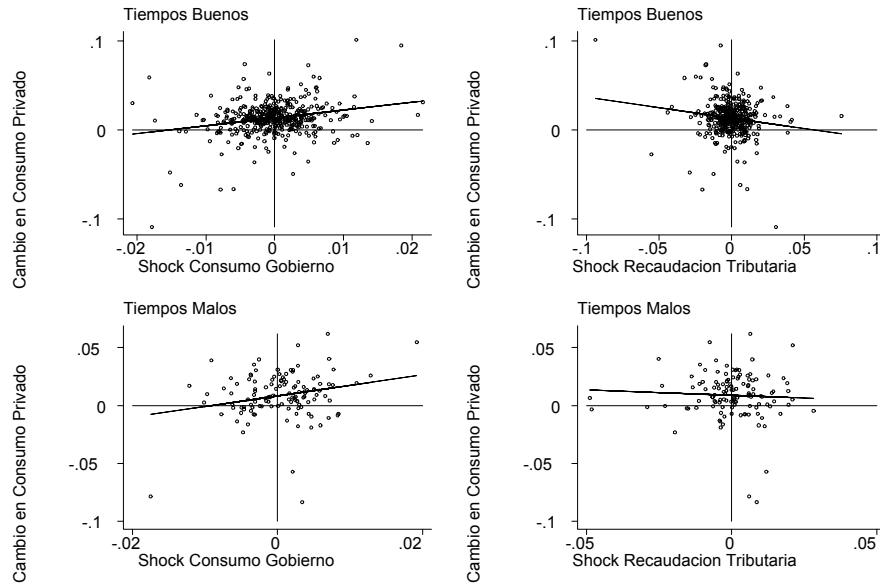


Figure 1: Todos los países usando $D1(.80)$

5 Resultados de la Estimación

5.1 Todos los Países de la Muestra

El cuadro 1 muestra los resultados de las estimaciones de la ecuación (1) en las columnas (1) y (2) y de la ecuación (2) en las columnas (3) y (4) para todos los países de la muestra. Los coeficientes estimados son los γ_i y $\tilde{\gamma}_i$ en las columnas (1) y (2) y los γ_i^u y $\tilde{\gamma}_i^u$ en las columnas (3) y (4). La diferencia entre las columnas (1) y (2) es que la variable dummy usada es $D1_t(.80)$ y $D2_t(.80)$ respectivamente. Lo mismo se aplica en las columnas (3) y (4).

La hipótesis nula estipula que en las columnas (1) y (2) $\gamma_1 > 0$, $\tilde{\gamma}_1 < 0$, $\gamma_2 < 0$ y $\tilde{\gamma}_2 > 0$. Analizando la columna (1) vemos que sólo los coeficientes γ_1 y γ_2 son consistentes con la hipótesis nula, cuando usamos la primera definición de tiempos malos, $D1_t(.80)$. El coeficiente para el consumo de gobierno es 0.887 y es significativamente diferente de cero al 1%. Por consiguiente, los shocks en el consumo de gobierno tienen efectos Keynesianos en el consumo privado en tiempos buenos. Además, $\tilde{\gamma}_1$ es insignificamente diferente de cero e inconsistente con la hipótesis nula. Por ende, no hay diferencia en los efectos Keynesianos entre los tiempos buenos y malos. En el caso de los shocks en la recaudación impositiva en tiempos buenos, el coeficiente es significativo al 5% y toma el valor -0.235. Además, $\tilde{\gamma}_2$ es insignificante y no consistente

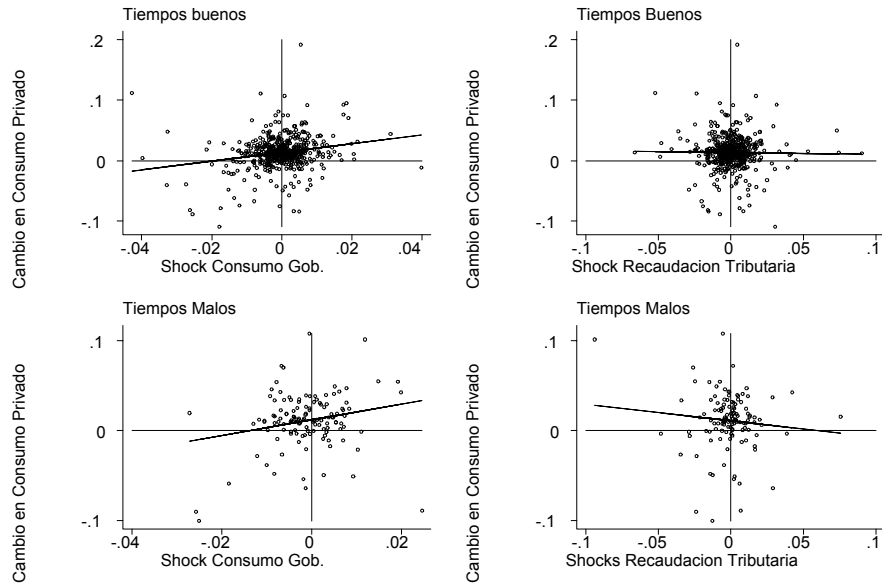


Figure 2: Todos los países usando $D2(.80)$

con la hipótesis nula. Por lo tanto, los shocks en la recaudación tienen efectos Keynesianos sobre el consumo privado tanto en tiempos buenos como malos.

Cuando usamos la segunda definición de malos tiempos $D2_t(.80)$ (columna (2)), el único coeficiente significativo es γ_1 . El coeficiente del shock en el consumo de gobierno es igual a 0.676 y, como $\tilde{\gamma}_1$ es insignificante, los shock en el consumo del gobierno tienen efectos Keynesianos en tiempos buenos así como en tiempos malos. Por otra parte, ambos coeficientes de las variables impositivas son insignificanamente diferentes de cero. Por consiguiente, los shocks impositivos no tienen efecto alguno en el consumo privado tanto en tiempos buenos como en tiempos malos.

En el caso de las columnas (3) y (4), la hipótesis nula estipula que $\gamma_1^u < \gamma_1$, $\tilde{\gamma}_1^u = \tilde{\gamma}_1 < 0$, $\gamma_2^u > 0 > \gamma_2$ y $\tilde{\gamma}_2^u > \tilde{\gamma}_2 > 0$. Note que ahora los coeficientes de los shocks fiscales sólo recogen los efectos en el consumo de los individuos sin restricciones crediticias. En la columna (3) vemos que de las variables fiscales sólo γ_1^u y γ_2^u son consistentes con la hipótesis nula. El coeficiente del consumo de gobierno es significativo y tiene un valor de 0.452, que es inferior al valor de γ_1 (0.887). Además, el coeficiente γ_2^u , que refleja los shocks impositivos en buenos tiempos, es igual a -0.246 y significativo al 1%. Los resultados de la columna (4) son también en su mayor parte inconsistentes con la hipótesis nula. En éste caso, sólo el coeficiente de los shocks del gasto público es significativo e igual a 0.597. El resto de los coeficientes son insignificanamente diferentes de

cero.

En resumen, los resultados usando el panel entero de países, parece no ser consistente con la hipótesis nula. Específicamente, los shocks en el consumo del gobierno tienen efectos Keynesianos tanto en buenos tiempos como en malos tiempos. Además, las estimaciones arrojan resultados ambiguos con respecto a la recaudación impositiva. Cabe destacar, sin embargo, que los resultados usando las dos definiciones alternativas de malos tiempos no son directamente comparables ya que la cantidad de países no es la misma. Cuando definimos los tiempos malos usando la tasa de interés que paga la deuda pública, obtenemos que los shocks impositivos tienen efectos Keynesianos en tiempos buenos y malos. Sin embargo, cuando usamos la tasa de desempleo, las estimaciones muestran que los shocks impositivos no tienen efecto alguno sobre el consumo privado. Asimismo, no hay prueba alguna que favorezca la hipótesis de consolidaciones fiscales expansionistas. También, al comparar las estimaciones de la ecuación (1) con las de la ecuación (2) no hay grandes diferencias en los resultados. Esto parece indicar que no hay diferencias en los efectos de los shocks fiscales cuando consideramos ambos tipos de individuos, o cuando sólo tomamos en cuenta los individuos sin restricciones crediticias.

5.2 Países Industrializados

El cuadro 2 muestra las estimaciones de las ecuaciones (1) y (2) para los países industrializados. De la columna (1) se desprende que, sólo el coeficiente de los shocks en el consumo del gobierno es significativamente diferente de cero, con un valor positivo de 0.561. Todos los otros coeficientes son insignificamente diferentes a cero y por consiguiente no son consistentes con la hipótesis nula. En el caso de la columna (2), cuando usamos la variable dummy $D2_t(.80)$, los resultados son parecidos a los resultados de la columna (1). El coeficiente de las innovaciones del consumo de gobierno es el único que es significativamente diferente de cero, con un valor positivo de 0.308, y consistente con la hipótesis nula.

Al considerar únicamente los efectos de los shocks de la política fiscal sobre los individuos sin restricciones crediticias y usando la variable dummy $D1_t(.80)$ (columna (3)), los resultados son también en su mayor parte inconsistentes con la hipótesis nula. En éste caso, y como en las columnas (1) y (2), sólo las innovaciones de consumo de gobierno tienen efectos significativos en el consumo privado. La estimación de γ_1^u arroja un valor positivo de 0.372 que es significativo al 5%. Este valor es inferior a la estimación de γ_1 , el cual tiene un valor de 0.561, y es por consiguiente consistente con la hipótesis nula. Además, la estimación de $\tilde{\gamma}_1^u$ es insignificamente diferente de cero, y por consiguiente no hay diferencia en los efectos de los shocks de gasto entre tiempos buenos y malos. En el caso de las variables impositivas, los dos coeficientes son insignificamente diferentes de cero. La mayoría de los resultados de la columna (3) se corroboran en la columna (4), al usar la segunda definición de malos tiempos. Sin embargo, el coeficiente γ_1^u , al igual que el resto de los coeficientes, es insignificamente diferente de cero.

Cuadro 1: Estimaciones todos los países

Var.	Coef.	(1)	(2)	Coef.	(3)	(4)
$\hat{\epsilon}_t^G$	γ_1	0.887 (0.221)***	0.676 (0.177)***	γ_1^u	0.452 (0.206)**	0.597 (0.172)***
$D_t * \hat{\epsilon}_t^G$	$\tilde{\gamma}_1$	0.147 (0.496)	0.339 (0.422)	$\tilde{\gamma}_1^u$	0.135 (0.470)	0.103 (0.402)
$\hat{\epsilon}_t^T$	γ_2	-0.235 (0.093)**	-0.056 (0.095)	γ_2^u	-0.246 (0.089)***	-0.060 (0.090)
$D_t * \hat{\epsilon}_t^T$	$\tilde{\gamma}_2$	0.072 (0.212)	-0.081 (0.199)	$\tilde{\gamma}_2^u$	0.055 (0.205)	-0.150 (0.179)
$\Delta \hat{Y}_{t/t-1}$	μ	0.492 (0.064)***	0.364 (0.075)***			
$\Delta \hat{Y}_{t/t}$				μ	0.540 (0.047)***	0.472 (0.052)***
Muestra		Todos	Todos		Todos	Todos
No. observ.		540	666		540	666
No. países		21	37		21	37
R ²		0.294	0.171		0.401	0.274
Defn. dummy		D1 _t (.80)	D2 _t (.80)		D1 _t (.80)	D2 _t (.80)
No. tiempos malos		120	128		120	128

Estimado utilizando regresión de Prais-Winston asumiendo disturbios son heteroscedasticos y contemporáneamente correlacionado a través de paneles, y permitiendo autocorrelación de primer orden. Todas las regresiones incluyen dummies de año para tomar en cuenta efectos específico de tiempo. Las columnas (1) y (2) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (1). Las columnas (3) y (4) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (2). Los errores estándar están entre paréntesis: * significativo en 10 %; * significativo en 5 %; ** significativo en 1 %.

En resumen, para los países industriales, los resultados de la estimación parecen no favorecer la hipótesis nula. Los shocks en el consumo del gobierno parecen tener efectos Keynesianos, lo cual es consistente con la hipótesis nula. Sin embargo, estos efectos Keynesianos no son revertidos en malos tiempos, lo cual no es acorde con la hipótesis nula. Además, en el caso de la recaudación impositiva, los shocks parecen no tener efecto alguno sobre el consumo privado, tanto en buenos tiempos como en malos tiempos. Por otra parte, al comparar las estimaciones de las ecuaciones (1) y (2), no encontramos diferencias significativas en los resultados. Así, no encontramos prueba alguna de que los shocks de la política fiscal tengan efectos diferentes para los individuos con y sin restricciones crediticias. Por ende, no encontramos evidencia alguna de efectos no Keynesianos sobre el consumo privado.

Si comparamos los resultados del cuadro 1 con el cuadro 2 para la variable dummy $D1_t(.80)$ (columnas (1) y (3)) vemos que el coeficiente γ_2 es significativo para la muestra de todos los países e insignificante cuando sólo usamos los

países desarrollados.⁷ Por lo tanto, podemos concluir que el resultado de la estimación del coeficiente γ_2 , cuando usamos la muestra de todos los países, está influenciada significativamente por la inclusión de los países subdesarrollados y por lo tanto no es un resultado demasiado robusto. En otras palabras, los shocks impositivos pasan de no tener ningún efecto, a tener efectos Keynesianos, cuando agregamos a la muestra de países desarrollados los datos de los países subdesarrollados.

Cuadro 2: Estimaciones países industriales

Var.	Coef.	(1)	(2)	Coef.	(3)	(4)
$\hat{\varepsilon}_t^G$	γ_1	0.561 (0.179)***	0.308 (0.154)**	γ_1^u	0.372 (0.180)**	0.301 (0.157)*
$D_t * \hat{\varepsilon}_t^G$	$\tilde{\gamma}_1$	-0.146 (0.318)	-0.080 (0.307)	$\tilde{\gamma}_1^u$	-0.127 (0.316)	-0.152 (0.313)
$\hat{\varepsilon}_t^T$	γ_2	0.019 (0.058)	0.054 (0.056)	γ_2^u	0.024 (0.050)	0.062 (0.057)
$D_t * \hat{\varepsilon}_t^T$	$\tilde{\gamma}_2$	-0.106 (0.161)	-0.049 (0.092)	$\tilde{\gamma}_2^u$	-0.103 (0.144)	-0.082 (0.097)
$\Delta \hat{Y}_{t/t-1}$	μ	0.433 (0.065)***	0.332 (0.059)***			
$\Delta \hat{Y}_{t/t}$				μ	0.335 (0.052)***	0.230 (0.048)***
Muestra		Indust	Indust		Indust	Indust
No. observ.		446	368		446	368
No. países		17	19		17	19
R^2		0.325	0.333		0.321	0.304
Defn. dummy		$D1_t(.80)$	$D2_t(.80)$		$D1_t(.80)$	$D2_t(.80)$
No. tiempos malos		99	70		99	70

Estimado utilizando regresión de Prais-Winston asumiendo disturbios son heteroscedasticos y contemporáneamente correlacionado a través de paneles, y permitiendo autocorrelación de primer orden. Todas las regresiones incluyen dummies de año para tomar en cuenta efectos específico de tiempo. Las columnas (1) y (2) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (1). Las columnas (3) y (4) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (2). Los errores estándar están entre paréntesis: * significativo en 10 %; * significativo en 5 %; * * significativo en 1 %.

5.3 Países Subdesarrollados

En el cuadro 3 vemos los resultados de estimar las ecuaciones (1) y (2) para países subdesarrollados. A diferencia de los cuadros 1 y 2, en el cuadro 3 sólo utilizamos la variable dummy $D2_t(.80)$ ya que no disponemos de datos

⁷Note que entre estas dos muestras sólo existe una diferencia de 4 países, es decir la muestra de todos los países esta compuesta por los países desarrollados mas Pakistán, Sudáfrica, Tailandia y Venezuela.

suficientes para construir la variable dummy $D1_t(.80)$ para los países subdesarrollados.⁸ La columna (1) muestra que los shocks en el consumo del gobierno tienen una influencia positiva significativa al 1%, con un valor de 0.790. Sin embargo, la estimación de $\tilde{\gamma}_1$, así como las de las dos variables impositivas, es insignificanamente diferente a cero. Cuando analizamos los efectos riqueza de los individuos sin restricciones crediticias (columna (2)), obtenemos los mismo resultados que en la columna (1), es decir que sólo la estimación de γ_1^u tiene un valor significativamente diferente de cero. El valor que adopta el coeficiente γ_1^u es 0.697, que es consistente con la hipótesis nula, ya que es inferior a γ_1 .

Concluyendo, las estimaciones para los países en vías de desarrollo tampoco favorecen la hipótesis nula. Los shocks en el consumo del gobierno tienen efectos Keynesianos sobre el consumo privado. Además, esta relación positiva se da tanto en los buenos tiempos como en los malos tiempos. En el caso de los shocks impositivos, estos no tienen efecto alguno sobre el consumo privado ya sea en tiempos buenos o malos. Además, los resultados de la estimación de la ecuación (1) y (2) son similares, lo cual prueba que la política fiscal no afecta de manera distinta individuos con y sin restricciones crediticias. Por lo tanto, obtenemos evidencia que desecha la hipótesis de contracciones fiscales expansivas.

Adicionalmente, los resultados obtenidos para los países subdesarrollados usando la variable dummy $D2_t(.80)$, son prácticamente equivalentes a los obtenidos para los países industriales, es decir no encontramos evidencias sustanciales que haya diferencias en los efectos de la política fiscal entre países desarrollados y subdesarrollados. La única diferencia es en el coeficiente γ_1^u ya que, para los países desarrollados éste es insignificante y para los países subdesarrollados éste es significativo.

6 Test de Consistencia

Para estar seguros de que los resultados que obtuvimos en la sección 5 son robustos, estimamos las ecuaciones (1) y (2) usando definiciones alternativas de malos tiempos. Para ambas variables dummy, $D1_t$ y $D2_t$, usamos dos valores alternativos para definir los malos tiempos. Específicamente, usamos el valor del setentavo y noventavo percentil de la muestra de cada país para definir malos tiempos.

Los resultados para todos los países de la muestra se pueden ver en el cuadro A3. Allí vemos que los resultados de las estimaciones prácticamente no cambian. La única diferencia se da para el coeficiente γ_1^u cuando usamos la primera definición de malos tiempos, $D1_t$. En éste caso, el coeficiente pasa de ser significativo en la columna (7) a ser insignificativo en la columna (8) cuando usamos la definición $D1_t(.70)$. Sin embargo, sigue siendo significativo si ampliamos el nivel de confianza al 10%. Es más, cuando utilizamos la definición $D1_t(.90)$ en la columna 9, el coeficiente es significativo al 5%. Por lo tanto concluimos

⁸Específicamente, sólo disponemos de datos de la variable para Pakistán, Sudáfrica, Tailandia y Venezuela.

Cuadro 3: Estimaciones países subdesarrollados

Var.	Coef.	(1)	Coef.	(2)
$\hat{\epsilon}_t^G$	γ_1	0.790 (0.170)***	γ_1^u	0.697 (0.172)***
$D_t * \hat{\epsilon}_t^G$	$\tilde{\gamma}_1$	0.526 (0.469)	$\tilde{\gamma}_1^u$	0.320 (0.440)
$\hat{\epsilon}_t^T$	γ_2	-0.178 (0.140)	γ_2^u	-0.174 (0.137)
$D_t * \hat{\epsilon}_t^T$	$\tilde{\gamma}_2$	-0.198 (0.276)	$\tilde{\gamma}_2^u$	-0.277 (0.253)
$\Delta \hat{Y}_{t/t-1}$	μ	0.351 (0.077)***		
$\Delta \hat{Y}_{t/t}$			μ	0.493 (0.054)***
Muestra		Subdes		Subdes
No. observ.		298		298
No. países		18		18
R^2		0.290		0.320
Defn. dummy		$D2_t(.80)$		$D2_t(.80)$
No. tiempos malos		58		58

Estimado utilizando regresión de Prais-Winston asumiendo disturbios son heteroscedasticos y contemporáneamente correlacionado a través de paneles, y permitiendo autocorrelación de primer orden. Todas las regresiones incluyen dummies de año para tomar en cuenta efectos específico de tiempo. La columna (1) muestra los resultados de la estimación de la ecuación (1). La columna (2) muestra los resultados de la estimación de la ecuación (2). Los errores estándar están entre paréntesis: * significativo en 10 %; * significativo en 5 %;

* * significativo en 1 %.

que el test de consistencia no aporta evidencia suficiente como para rechazar los resultados del caso base.

Cuando únicamente utilizamos la muestra de países industriales (cuadro A4), vemos que la gran mayoría de los resultados no cambian al utilizar distintas definiciones de malos tiempos. Concretamente, la significancia de los coeficientes γ_1 y γ_1^u son los únicos que cambian. En el caso del coeficiente γ_1 , vemos que cuando utilizamos la definición $D2_t(.70)$, éste se vuelve insignificante (columna (5)). Sin embargo, continua siendo significativo cuando utilizamos la definición $D2_t(.90)$ (columna (6)). Además, en la columna (8) vemos que el coeficiente γ_1^u reduce su significancia del 5% al 10% cuando utilizamos la variable dummy $D1_t(.70)$. También vemos que cuando utilizamos la segunda definición de malos tiempos $D2_t(.90)$ (columna (12)), el coeficiente se vuelve significativo al 5%. En síntesis, encontramos cierta evidencia de que la significancia de los coeficientes γ_1 y γ_1^u no es del todo robusta para los países industriales.

En el caso de la muestra que toma en cuenta únicamente los países subdesarrollados (cuadro A5), los resultados del caso tomado como base, son prác-

ticamente corroborados en el test de consistencia. Sin embargo, existe una diferencia con el caso base en la columna (6) para el coeficiente $\tilde{\gamma}_2^u$. En éste caso el coeficiente pasa a ser significativo al 5% con un valor -0.747 .

7 Conclusiones

Los resultados de las estimaciones señalan que, los shocks en el consumo del gobierno, tienen efectos Keynesianos en el consumo privado para los países industriales y subdesarrollados. Además, los efectos Keynesianos no son revertidos en malos tiempos y así no hay evidencia alguna que favorezca la hipótesis de consolidaciones fiscales expansionistas (efectos no Keynesianos). En el caso de los shocks en la recaudación impositiva, la evidencia indica que no tienen efecto alguno sobre el consumo privado y que esto se da tanto en buenos como en malos tiempos. Por lo tanto, no encontramos evidencia alguna que favorezca la hipótesis de contracciones fiscales expansivas. Este resultado se da tanto para los países desarrollados como para los subdesarrollados. Además, no encontramos que los shocks fiscales tengan efectos distintos sobre el consumo privado en países industriales y subdesarrollados.

Al comparar nuestros resultados con los resultados de Schclarek (2003), obtenemos resultados idénticos para el caso de los shocks en el consumo del gobierno. En el caso de los shocks en la recaudación impositiva, obtenemos resultados parcialmente equivalentes. Schclarek (2003) encuentra que los shocks impositivos no tienen efectos en los países industriales pero, y a diferencia del presente trabajo, tienen efectos Keynesianos en los países subdesarrollados. Asimismo, nuestros resultados para los países industriales son marcadamente distintos a los obtenidos por Perotti (1999). Él encuentra que los shocks en el consumo del gobierno y en la recaudación impositiva tienen efectos Keynesianos durante tiempos buenos. Sin embargo, encuentra también efectos no Keynesianos (contracciones fiscales expansivas) en los tiempos malos. Además, al comparar nuestros resultados para los países subdesarrollados con los obtenidos por Giavazzi et al. (2000), llegamos a conclusiones parcialmente similares. Debe ser notado, sin embargo, que ellos estudian la relación entre la política fiscal con el ahorro interno y no con el consumo privado como en nuestro caso. Concluyen que durante tiempos buenos el gasto del gobierno y la recaudación impositiva tienen efectos Keynesianos sobre el ahorro interno. Sin embargo, durante los tiempos malos los efectos Keynesianos de la política fiscal disminuyen, es decir encuentran diferencias significativas entre tiempos buenos y malos.

A Apéndice

A.1 Definiciones y fuentes de las variables

En el cuadro A1 encontramos las definiciones y fuentes de las distintas variables utilizadas en el presente estudio. Las fuentes de los datos han sido la base de datos del Banco Mundial World Development Indicators 2002 (WDI) y la base de datos del Fondo Monetario Internacional International Financial Statistics 2002 (IFS). Todas las series son expresadas en unidades de la moneda local. Para algunos países utilizamos la serie Taxes on Goods and Services (WDI 2002) en lugar de Net Taxes on Products.

Cuadro A1: Definiciones y fuentes de las variables

VARIABLES	SERIES	FUENTES
Consumo privado	Household Final Consumption Expenditure	WDI
Consumo del Gobierno	General Government Final Consumption Expenditure	WDI
Recaudación impositiva	Taxes on Income, Profits and Capital Gains	WDI
	+ Social Security Taxes	WDI
	+ Net Taxes on Products	WDI
Ingresos disponibles	GNI	WDI
Producto bruto interno	GDP	WDI
Defactor ingresos disp.	GDP Deflator	WDI
Población	Population, total	WDI
Tasa de interés bonos gob.	Government Bond Yield	IFS
Tasa de desempleo	Unemployment, total (% of total labor force)	WDI

References

- [1] van Aarle, B. and H. Garretsen, 2003, Keynesian, non-Keynesian or No Effects of Fiscal Policy Changes? The EMU Case, *Journal of Macroeconomics* 25, 213-240.
- [2] Beck, N. and J. N. Katz, 1995, What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data, *The American Political Science Review* 89, 634-647.
- [3] Gavin, M. and R. Perotti, 1997, Fiscal Policy in Latin America, *NBER Macroeconomics Annual* 12, 11-62.
- [4] Giavazzi, F., T. Jappelli and M. Pagano, 2000, Searching for Non-Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries, *European Economic Review* 44, 1259-1289.
- [5] Giavazzi, F. and M. Pagano, 1990, Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries, *NBER Macroeconomic Annual*, 75-110.
- [6] Giavazzi, F. and M. Pagano, 1996, Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience, *Swedish Economic Policy Review* 3, 67-103.
- [7] Hjelm, G., 2002, Is Private Consumption Growth Higher (Lower) During Periods of Fiscal Contractions (Expansions)?, *Journal of Macroeconomics* 24, 17-39.
- [8] Lopez, J. H., K. Schmidt-Hebbel and L. Servén, 2000, How Effective is Fiscal Policy in Raising National Saving?, *The Review of Economics and Statistics* 82, 226-238.
- [9] McAleer, M. and C. R. McKenzie, 1991, When are two step estimators efficient?, *Econometric Reviews* 10, 235-52.
- [10] Murphy, K. M. and R. H. Topel, 1985, Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models, *Journal of Business & Economic Statistics* 3, 370-379.
- [11] van den Noord, P., 2000, The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond, *OECD Economics Department Working Paper* No. 230, January 2000.
- [12] Pagan, A., 1984, Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors, *International Economic Review* 25, 221-247.
- [13] Perotti, R., 1999, Fiscal Policy in Good Times and Bad, *The Quarterly Journal of Economics* 114, 1399-1436.

- [14] Schclarek, A, 2003, Fiscal Policy and Private Consumption in Industrial and Developing Countries, Working Papers No. 20, Department of Economics, Lund University. http://swopec.hhs.se/lunewp/abs/lunewp2003_020.htm.
- [15] Smith, J. and M. McAleer, 1994, Newey-West Covariance Matrix Estimates for Models with Generated Regressors, *Applied Economics* 26, 635-640.

Cuadro A2: Tiempos malos

	(1)	(2)	(3)	(4)
	D1(.80)	D1(.90)	D2(.80)	D2(.90)
Alemania	1974, 1981-1982, 1990-1991	1974, 1981	1997-1998	1997
Australia	1981-1986	1981-1982, 1985	1983, 1991-1993	1992-1993
Austria	1974-1976, 1980-1982	1974, 1981-1982	1986, 1996-1998	1996, 1998
Bélgica	1980-1985	1980-1982	1982-1984	1982, 1984
Canadá	1980-1985	1981-1982, 1984	1983-1984, 1992-1993	1983, 1993
Chile			1982-1985	1982-1983
Colombia			1985, 1998-2000	1999-2000
Costa Rica			1981-1983, 1985	1982-1983
Dinamarca	1974, 1978-1982	1980-1982	1981-1983, 1993	1982, 1993
España	1980-1984	1982-1984	1993-1996	1994-1995
Estados Unidos	1980-1985	1981-1982, 1984	1981-1983	1982-1983
Filipinas			1987, 1998-2000	2000
Finlandia			1993-1996	1993-1994
Francia	1980-1985	1981-1983	1994, 1996-1997	1994, 1997
Grecia			1996, 1998-2000	1999-2000
Holanda	1974, 1976, 1980-1982, 1990	1980-1982	1983-1986	1983-1984
Irlanda	1974, 1976, 1979-1982	1974, 1981-1982	1985-1988	1986-1987
Italia	1977, 1980-1984	1981-1983	1987-1989, 1998	1988-1989
Japón	1974-1976, 1980-1982	1974-1975, 1980	1998-2000	1999-2000
Malasia			1985-1988	1986-1987
Malta			1983-1986	1983-1984

Cuadro A2 (*continuación*): Tiempos malos

	(1)	(2)	(3)	(4)
	D1(.80)	D1(.90)	D2(.80)	D2(.90)
Méjico			1994-1996	1995-1996
Marruecos			1994-1995, 1999	1995, 1999
Noruega	1982-1983, 1985-1988	1982, 1986- 1987	1991-1994	1993
Pakistán	1978-1983	1978-1980	1991, 1997	1991, 1997
Panamá			1988-1991	1988-1989
Paraguay			1983-1984 1990, 1996	1983, 1996
Portugal	1982-1985, 1990-1991	1983-1985	1983-1986	1985-1986
Reino Unido	1974-1976, 1979-1981	1974, 1976, 1981	1983-1986	1984
República Dominicana			1992-1993	1992
Sri Lanka			1990, 1993	1993
Suecia	1981-1983, 1985, 1990	1981, 1985, 1990	1993-1994, 1996-1997	1996-1997
Sudáfrica	1985-1986, 1988-1991	1985, 1988- 1989		
Tailandia	1979-1982, 1984	1979, 1981- 1982	1985-1987, 1998	1985, 1987
Turquía			1982-1985	1983, 1984
Uruguay			1986, 1999	1986, 1999
Venezuela	1994-1996, 1998	1994-1995	1984-1985, 1996, 1999	1985, 1999
Observaciones	120	61	128	66

En la primera definición, D1, utilizamos la tasa de interés media que pagan los bonos del estado para definir malos tiempos. En la segunda definición de malos tiempos, D2, usamos el porcentaje de desempleo de cada país para definir malos tiempos. Malos tiempos son aquellos años t en los cuales la tasa de interés o la tasa de desempleo en el periodo anterior $t-1$ es mayor que el valor que toma el x percentil de los valores de la muestra de cada país. En las columnas (1) y (3) utilizamos el 80vo percentil y en las columnas (2) y (4) utilizamos el 90vo percentil. En la sección (4) discutimos detalladamente las definiciones de malos tiempos.

Cuadro A3: Definiciones alternativas de tiempos malos para todos los países

Var.	Coef.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		D1(.80)	D1(.70)	D1(.90)	D2(.80)	D2(.70)	D2(.90)
$\hat{\epsilon}_t^G$	γ_1	0.887 (0.221)***	0.817 (0.233)***	0.893 (0.209)***	0.676 (0.177)***	0.687 (0.181)***	0.794 (0.171)***
$D_t * \hat{\epsilon}_t^G$	$\tilde{\gamma}_1$	0.147 (0.496)	0.358 (0.452)	0.229 (0.665)	0.339 (0.422)	0.231 (0.361)	-0.509 (0.589)
$\hat{\epsilon}_t^T$	γ_2	-0.235 (0.093)**	-0.244 (0.104)**	-0.238 (0.085)***	-0.056 (0.095)	-0.052 (0.102)	-0.024 (0.087)
$D_t * \hat{\epsilon}_t^T$	$\tilde{\gamma}_2$	0.072 (0.212)	0.089 (0.173)	0.138 (0.282)	-0.081 (0.199)	-0.077 (0.179)	-0.321 (0.248)
$\Delta \hat{Y}_{t/t-1}$	μ	0.492 (0.064)***	0.491 (0.064)***	0.491 (0.063)***	0.364 (0.075)***	0.362 (0.075)***	0.361 (0.075)***
Muestra		Todos	Todos	Todos	Todos	Todos	Todos
No. observ.		540	540	540	666	666	666
No. países		21	21	21	37	37	37
R ²		0.294	0.297	0.295	0.171	0.170	0.176
No. tiempos malos		120	178	61	128	197	66

Estimado utilizando regresión de Prais-Winston asumiendo disturbios son heteroscedasticos y contemporáneamente correlacionado a través de paneles, y permitiendo autocorrelación de primer orden. Todas las regresiones incluyen dummies de año para tomar en cuenta efectos específico de tiempo. Las columnas (1) a (6) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (1). Las columnas (7) a (12) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (2). Ver sección (6) para definiciones alternativas de malos tiempos. Los errores estándar están entre paréntesis: * significativo en 10 %; * significativo en 5 %; * * significativo en 1 %.

Cuadro A3 (continuación): Definiciones alternativas de tiempos malos para todos los países

Var.	Coef.	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
		D1(.80)	D1(.70)	D1(.90)	D2(.80)	D2(.70)	D2(.90)
$\hat{\epsilon}_t^G$	γ_1^u	0.452 (0.206)**	0.385 (0.218)*	0.456 (0.196)**	0.597 (0.172)***	0.606 (0.176)***	0.662 (0.166)***
$D_t * \hat{\epsilon}_t^G$	$\tilde{\gamma}_1^u$	0.135 (0.470)	0.329 (0.427)	0.252 (0.608)	0.103 (0.402)	0.050 (0.346)	-0.569 (0.548)
$\hat{\epsilon}_t^T$	γ_2^u	-0.246 (0.089)***	-0.259 (0.099)***	-0.239 (0.083)***	-0.060 (0.090)	-0.060 (0.096)	-0.033 (0.082)
$D_t * \hat{\epsilon}_t^T$	$\tilde{\gamma}_2^u$	0.055 (0.205)	0.091 (0.172)	0.029 (0.280)	-0.150 (0.179)	-0.118 (0.162)	-0.395 (0.216)*
$\Delta \hat{Y}_{t/t}$	μ	0.540 (0.047)***	0.540 (0.047)***	0.540 (0.047)***		0.471 (0.052)***	0.474 (0.051)***
Muestra		Todos	Todos	Todos	Todos	Todos	Todos
No. observ.		540	540	540	666	666	666
No. países		21	21	21	37	37	37
R ²		0.401	0.403	0.401	0.274	0.273	0.285
No. tiempos malos		120	178	61	128	197	66

Estimado utilizando regresión de Prais-Winston asumiendo disturbios son heteroscedasticos y contemporáneamente correlacionado a través de paneles, y permitiendo autocorrelación de primer orden. Todas las regresiones incluyen dummies de año para tomar en cuenta efectos específico de tiempo. Las columnas (1) a (6) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (1). Las columnas (7) a (12) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (2). Ver sección (6) para definiciones alternativas de malos tiempos. Los errores estándar están entre paréntesis: * significativo en 10 %; * significativo en 5 %; * * significativo en 1 %.

Cuadro A4: Definiciones alternativas de tiempos malos para países industriales

Var.	Coef.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		D1(.80)	D1(.70)	D1(.90)	D2(.80)	D2(.70)	D2(.90)
$\hat{\epsilon}_t^G$	γ_1	0.561 (0.179)***	0.505 (0.192)***	0.553 (0.168)***	0.308 (0.154)**	0.241 (0.167)	0.329 (0.149)**
$D_t * \hat{\epsilon}_t^G$	$\tilde{\gamma}_1$	-0.146 (0.318)	0.003 (0.308)	-0.223 (0.380)	-0.080 (0.307)	0.136 (0.256)	-0.362 (0.500)
$\hat{\epsilon}_t^T$	γ_2	0.019 (0.058)	0.024 (0.061)	0.018 (0.054)	0.054 (0.056)	0.057 (0.058)	0.021 (0.052)
$D_t * \hat{\epsilon}_t^T$	$\tilde{\gamma}_2$	-0.106 (0.161)	-0.091 (0.125)	-0.159 (0.199)	-0.049 (0.092)	-0.045 (0.080)	0.082 (0.111)
$\Delta \hat{Y}_{t/t-1}$	μ	0.433 (0.065)***	0.433 (0.065)***	0.431 (0.065)***	0.332 (0.059)***	0.333 (0.059)***	0.334 (0.059)***
Muestra		Indust	Indust	Indust	Indust	Indust	Indust
No. observ.		446	446	446	368	368	368
No. países		17	17	17	19	19	19
R ²		0.325	0.327	0.325	0.333	0.332	0.339
No. tiempos malos		99	148	50	70	110	35

Estimado utilizando regresión de Prais-Winston asumiendo disturbios son heteroscedasticos y contemporáneamente correlacionado a través de paneles, y permitiendo autocorrelación de primer orden. Todas las regresiones incluyen dummies de año para tomar en cuenta efectos específico de tiempo. Las columnas (1) a (6) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (1). Las columnas (7) a (12) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (2). Ver sección (6) para definiciones alternativas de malos tiempos. Los errores estándar están entre paréntesis: * significativo en 10 %; * significativo en 5 %; ** significativo en 1 %.

Cuadro A4 (continuación): Definiciones alternativas de tiempos malos para países industriales

Var.	Coef.	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
		D1(.80)	D1(.70)	D1(.90)	D2(.80)	D2(.70)	D2(.90)
$\hat{\epsilon}_t^G$	γ_1^u	0.372 (0.180)**	0.323 (0.192)*	0.359 (0.163)**	0.301 (0.157)*	0.252 (0.168)	0.305 (0.151)**
$D_t * \hat{\epsilon}_t^G$	$\tilde{\gamma}_1^u$	-0.127 (0.316)	-0.000 (0.310)	-0.124 (0.380)	-0.152 (0.313)	0.040 (0.256)	-0.345 (0.501)
$\hat{\epsilon}_t^T$	γ_2^u	0.024 (0.050)	0.026 (0.055)	0.030 (0.048)	0.062 (0.057)	0.067 (0.059)	0.022 (0.054)
$D_t * \hat{\epsilon}_t^T$	$\tilde{\gamma}_2^u$	-0.103 (0.144)	-0.076 (0.114)	-0.216 (0.188)	-0.082 (0.097)	-0.076 (0.084)	0.069 (0.113)
$\Delta \hat{Y}_{t/t}$	μ	0.335 (0.052)***	0.335 (0.052)***	0.336 (0.052)***	0.230 (0.048)***	0.229 (0.048)***	0.228 (0.048)***
Muestra		Indust	Indust	Indust	Indust	Indust	Indust
No. observ.		446	446	446	368	368	368
No. países		17	17	17	19	19	19
R ²		0.321	0.320	0.324	0.304	0.304	0.306
No. tiempos malos		99	148	50	70	110	35

Estimado utilizando regresión de Prais-Winston asumiendo disturbios son heteroscedasticos y contemporáneamente correlacionado a través de paneles, y permitiendo autocorrelación de primer orden. Todas las regresiones incluyen dummies de año para tomar en cuenta efectos específico de tiempo. Las columnas (1) a (6) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (1). Las columnas (7) a (12) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (2). Ver sección (6) para definiciones alternativas de malos tiempos. Los errores estándar están entre paréntesis: * significativo en 10 %; * significativo en 5 %; * * significativo en 1 %.

Cuadro A5: Definiciones alternativas de tiempos malos para países subdesarrollados

Var.	Coef. (1)	(2)	(3)	Coef. (4)	(5)	(6)	
		D2(.80)	D2(.70)		D2(.90)	D2(.80)	D2(.70)
$\hat{\epsilon}_t^G$	γ_1	0.790 (0.170)***	0.804 (0.177)***	0.932 (0.165)***	γ_1^u 0.697 (0.172)***	0.700 (0.180)***	0.776 (0.167)***
$D_t * \hat{\epsilon}_t^G$	$\tilde{\gamma}_1$	0.526 (0.469)	0.380 (0.420)	-0.478 (0.586)	$\tilde{\gamma}_1^u$ 0.320 (0.440)	0.255 (0.403)	-0.439 (0.544)
$\hat{\epsilon}_t^T$	γ_2	-0.178 (0.140)	-0.186 (0.152)	-0.119 (0.130)	γ_2^u -0.174 (0.137)	-0.185 (0.148)	-0.114 (0.127)
$D_t * \hat{\epsilon}_t^T$	$\tilde{\gamma}_2$	-0.198 (0.276)	-0.147 (0.265)	-0.652 (0.337)*	$\tilde{\gamma}_2^u$ -0.277 (0.253)	-0.200 (0.236)	-0.747 (0.309)**
$\Delta \hat{Y}_{t/t-1}$	μ	0.351 (0.077)***	0.348 (0.077)***	0.352 (0.073)***			
$\Delta \hat{Y}_{t/t}$				μ	0.493 (0.054)***	0.494 (0.055)***	0.498 (0.051)***
Muestra	Subdes	Subdes	Subdes	Subdes	Subdes	Subdes	Subdes
No. observ.	298	298	298	298	298	298	298
No. países	18	18	18	18	18	18	18
R ²	0.290	0.206	0.221	0.320	0.318	0.336	
No. tiem- pos malos	58	87	31	58	87	31	

Estimado utilizando regresión de Prais-Winston asumiendo disturbios son heteroscedasticos y contemporáneamente correlacionado a través de paneles, y permitiendo autocorrelación de primer orden. Todas las regresiones incluyen dummies de año para tomar en cuenta efectos específico de tiempo. Las columnas (1) a (3) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (1). Las columnas (4) a (6) muestran los resultados de la estimación de la ecuación (2). Ver sección (6) para definiciones alternativas de malos tiempos. Los errores estándar están entre paréntesis: * significativo en 10 %; * significativo en 5 %; * * significativo en 1 %.