

Ensayos Económicos

Ajuste estacional en tiempos de cambios económicos fuertes

Jens Mehrhoff

Modelos de Equilibrio General Dinámico y Estocástico (EGDE): una introducción

Guillermo Escudé

Efectos de la estructura productiva desequilibrada y de los esquemas cambiarios sobre el ciclo del empleo en la Argentina

Demian Panigo, Pablo Chena, Ana Gárriz

El uso de garantías en el sistema bancario argentino

Ricardo Bebczuk, Máximo Sangiácomo

59

Julio - Septiembre de 2010



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Ajuste estacional en tiempos de cambios económicos fuertes

Jens Mehrhoff*

Deutsche Bundesbank

Resumen

El presente trabajo se refiere a las Pautas para el Ajuste Estacional del Sistema Estadístico Europeo (ESS, por sus siglas en inglés) y brinda un ejemplo de cómo utilizarlas en tiempos de crisis. Tomando como base el ejemplo de billetes y monedas de Argentina en la crisis 2001-2002, se comparan las revisiones derivadas de reajustar los datos cada vez que se publica una nueva cifra (ajuste concurrente parcial con y sin modelación de *outliers*) y de ajustar los datos con factores estacionales/calendario proyectados (ajuste proyectado). A diferencia de la reciente crisis económica y financiera internacional, este ejemplo incluye suficientes datos como para explorar una crisis desde una óptica *ex post*. Si se da un adecuado tratamiento a los cambios económicos fuertes, es decir, si se introducen valores atípicos o si se utilizan factores estacionales/efectos calendario proyectados, se puede mantener un bajo nivel de revisiones y ambos métodos darán resultados similares. Por el contrario, si no se especifican *outliers*, se supondrá erróneamente que los efectos de la crisis se repiten (de forma parcial) año tras año. Esto limitaría la calidad de las estimaciones de los factores estacionales y efectos de calendario, y es probable que derive en resultados equivocados utilizando el enfoque del ajuste

* Este trabajo representa las opiniones personales del autor y no necesariamente refleja la visión del Deutsche Bundesbank ni de su personal, ni las del BCRA o sus autoridades. El autor agradece a sus colegas del Banco Central de la República Argentina toda la información adicional y datos suministrados, y a Robert Kirchner, sus valiosos comentarios. Todo error es responsabilidad del autor. Los resultados y descripciones detallados de la metodología están disponibles mediante pedido al autor. La traducción de la versión original en inglés al español fue realizada por Investigaciones Económicas del BCRA. La dirección para correspondencia es: Jens Mehrhoff, Statistics Department and Research Centre, Deutsche Bundesbank, Wilhelm-Epstein-Strasse 14, 60431 Frankfurt am Main, Germany. Teléfono: +49 69 9566-3417; Fax: +49 69 9566-2941. Correo electrónico: jens.mehrhoff@bundesbank.de; Página Web: www.bundesbank.de.

concurrente parcial. Mientras las condiciones de estacionalidad sigan siendo válidas durante la crisis, se justifica un ajuste estacional para poder facilitar la revelación de “novedades” en los desarrollos económicos durante ese período.

Clasificación JEL: C13, C22, C82, E42.

Palabras clave: análisis de revisión, modelación de valores atípicos, Pautas para el Ajuste Estacional del ESS, crisis argentina, billetes y monedas, X-12-ARIMA, TRAMO/SEATS.

Seasonal Adjustment in Times of Strong Economic Changes

Jens Mehrhoff

Deutsche Bundesbank

Summary

The present paper refers to the ESS Guidelines on Seasonal Adjustment and gives an example of how to use them in times of crisis. Taking as a basis the example of Argentine currency in circulation, a comparison is made between revisions from readjusting data every time a new figure is released (partial concurrent adjustment –with and without outlier modeling) and adjusting data with forecast seasonal/calendar factors (controlled current adjustment). Unlike the recent financial and economic crisis, this example comprises sufficient data to explore the crisis from an ex post view. If strong economic changes are treated adequately, i.e. either by introducing outlier variables or using forecast seasonal/calendar factors, revisions can be kept low and both methods will give similar results. By contrast, if outliers are not specified, it will be wrongly assumed that the effects of the crisis (partially) recur year after year. This would limit the quality of the estimates of seasonal and calendar factors and result in probably misleading outcomes of the partial concurrent adjustment approach. As the conditions for seasonality remain valid during the crisis, seasonal adjustment is justified in order to facilitate the uncovering of “news” in economic developments during this period.

JEL: C13, C22, C82, E42.

Keywords: revision analysis, outlier modeling, ESS Guidelines, argentine crisis, currency in circulation, X-12-ARIMA, TRAMO/SEATS.

I. Principios generales del ajuste estacional

Los datos ajustados estacionalmente han demostrado ser útiles para el monitoreo de la situación económica, en especial, para obtener información sobre las “novedades” y los puntos de inflexión en una etapa temprana. Sin embargo, los movimientos económicos abruptos y drásticos, como la reciente crisis económica y financiera internacional, afectan el cálculo de los datos ajustados estacionalmente. El presente documento analizará la interacción entre los hechos y el diagnóstico utilizando datos de billetes y monedas de Argentina en la crisis 2001-2002. Se utilizarán las distintas políticas de revisión incluidas en las Pautas para el Ajuste Estacional del ESS (Eurostat, 2009) con los métodos X-12-ARIMA y TRAMO/SEATS.

Según estas pautas, el objetivo del ajuste estacional es filtrar las fluctuaciones estacionales habituales, es decir, los movimientos recurrentes de similar intensidad que se producen en el mismo período cada año (ítem 0). Esto implica que los movimientos inusuales que pueden comprenderse con rapidez en términos económicos seguirán siendo visibles. Por consiguiente, es necesario que estos movimientos inusuales sean tratados como valores atípicos (*outliers*) no atribuibles, en consecuencia, a los factores estacionales (ítem 1.4). Dado que una crisis no ocurre año tras año y considerando la persistencia de las condiciones responsables de la estacionalidad, se podrían utilizar valores atípicos o factores estacionales/efectos de calendario proyectados apropiados en estos períodos. Ambos enfoques garantizan que todos los efectos de una crisis sigan siendo visibles en los datos ajustados estacionalmente (ítem 3.2).

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La Sección II presenta los datos de Argentina. La Sección III explica el ajuste estacional en tiempos “normales”. La Sección IV aborda en profundidad las peculiaridades del ajuste estacional en tiempos de fuertes cambios económicos. Con respecto a los *outliers*, en ocasiones se afirma que un evento de crisis financiera y económica no es determinístico y, por lo tanto, y parafraseando al Hamlet de Shakespeare (Acto tres, Escena uno), “modelar o no modelar, ésta es la cuestión: ¿es recomendable en el ajuste estacional dejar que los parámetros del modelo tengan en cuenta las fluctuaciones extremas o es preferible introducir regresores que den cuenta de estos *outliers* a fin de que los mismos sean explícitamente modelados?”. En particular, se utiliza el ajuste concurrente parcial con y sin modelación de *outliers* y el ajuste proyectado. Qué tan bien funcionan estos métodos en la práctica se describe en la Sección V, donde se vuelven a evaluar todos los enfoques después

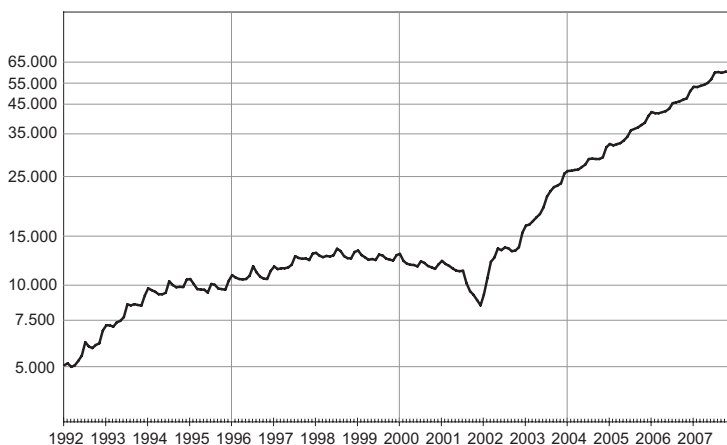
de la crisis. La última sección incluye las conclusiones y analiza si la crisis ha cambiado las cosas en el largo plazo.

II. El caso de billetes y monedas de Argentina

No ha pasado suficiente tiempo todavía como para que podamos evaluar los efectos finales de la crisis económica y financiera internacional de 2008/2009 en la estacionalidad y el ajuste estacional. Por este motivo, el ejemplo empírico elegido aquí es el del circulante de Argentina, que se vio afectado por la crisis del 2001-2002. El Gráfico 1 muestra la serie de datos mensuales no ajustados que se obtuvo utilizando el promedio de datos diarios para los billetes y monedas en circulación a su valor nominal para el período 1992-2007 (la serie incluye las cuasimonedas emitidas por los gobiernos provinciales para cubrir sus necesidades de financiamiento a partir de septiembre de 2001 y que se mantuvieron en circulación hasta marzo de 2004).

En la serie de tiempo podemos identificar tres regímenes distintos. El primero corresponde al tiempo anterior a la crisis argentina, en especial el período enero de 1992 a noviembre de 2001. El pico de la crisis va de diciembre de 2001 a mayo de 2002; esta opinión es respaldada por la identificación de valores atípicos de la modelación RegARIMA. Por último, es posible observar un nuevo desarrollo de la serie de tiempo entre junio de 2002 y diciembre de 2007.

Gráfico 1 / Serie de billetes y monedas de Argentina (millones de pesos, en escala logarítmica)



Fuente: BCRA.

III. Ajuste estacional antes de la crisis

Una inspección más detallada de los datos no ajustados revela un cierto patrón de estacionalidad en el circulante. Hay picos en diciembre/enero seguidos por valles hasta julio, momento en el cual el nivel de billetes y monedas alcanza otro pico, para luego caer hasta diciembre. Si analizamos las razones de este patrón, vemos que los pagos del medio aguinaldo de julio y diciembre/enero son la causa principal de la estacionalidad. Una buena parte de la estacionalidad en el valor del circulante puede atribuirse a estos pagos salariales adicionales (Burdisso *et al.*, 2010).

Como la serie de tiempo es una serie mensual de promedios de *stocks* diarios muestra efectos de días laborales. La principal actividad bancaria se produce de lunes a viernes. Entonces, los sábados y domingos repetirán los datos del viernes y, por lo tanto, serán tratados como un viernes. Por consiguiente, una semana calendario común consta de un lunes, un martes, un miércoles, un jueves y tres viernes. En el caso de una semana con lunes feriado, los datos del viernes también se repetirán el lunes, al que se considerará como un viernes adicional. De esta manera, el primer día laboral de la semana (martes) tendrá el mismo rol que habitualmente tiene el lunes. Por razones de parsimonia y para evitar la multicolinealidad, se construyen dos regresores para este calendario (Burdisso *et al.*, 2010). El regresor “lunes” representa el número de lunes menos el número de viernes. Los martes, miércoles y jueves se agrupan dentro del regresor “día de semana”, cuyo número se mide una vez más como el desvío respecto de la cantidad de viernes. Adicionalmente, se incluye un regresor especial “Navidad” que cuenta la cantidad de días hábiles dentro de los 15 días calendario previos a esa celebración.

La modelación RegARIMA se utiliza para el ajuste por efecto calendario y la extensión de la serie de tiempo más allá de su finalización (Findley *et al.*, 1998). Antes de la estimación, se transformaron los datos en logaritmos naturales. El componente de la regresión contiene los tres regresores de calendario antes mencionados. Además, el modelo base (a noviembre de 2001) consta de un término constante y un cambio de nivel para agosto de 2001. El modelo ARIMA se integra estacionalmente y no estacionalmente con un término AR estacional y no estacional y un término MA estacional, es decir, $\ln(1 \ 1 \ 0)(1 \ 1 \ 1)_{12}$. Según la práctica argentina, los filtros mensuales de suavización estacional en el *core* del ajuste estacional de X-12-ARIMA, de aquí en adelante X-12, se definen de 3x9 (Ladiray y Quenneville, 2001). En cambio, la descomposición con SEATS se basa exclusivamente en la extracción de la señal del modelo RegARIMA del procedimiento TRAMO (Gómez

y Maravall, 1996). La estimación se realiza con una versión experimental del programa híbrido X-13ARIMA-SEATS (US Census Bureau, 2009).

Las estimaciones de los regresores de calendario se encuentran en la Tabla 1. El impacto de los factores calendario en el ajuste estacional es limitado. Esto es esperable dado que la serie de tiempo es un promedio mensual de los *stocks* diarios.

Tabla 1 / Semielasticidades estimadas de los regresores de calendario

Variable	Estimación del parámetro ⁽¹⁾	Error estándar	Valor-t
Regresor "Lunes"	0,17	0,091	1,90
Regresor "Día de Semana"	-0,04	0,029	-1,52
Regresor "Navidad"	0,30	0,253	1,17

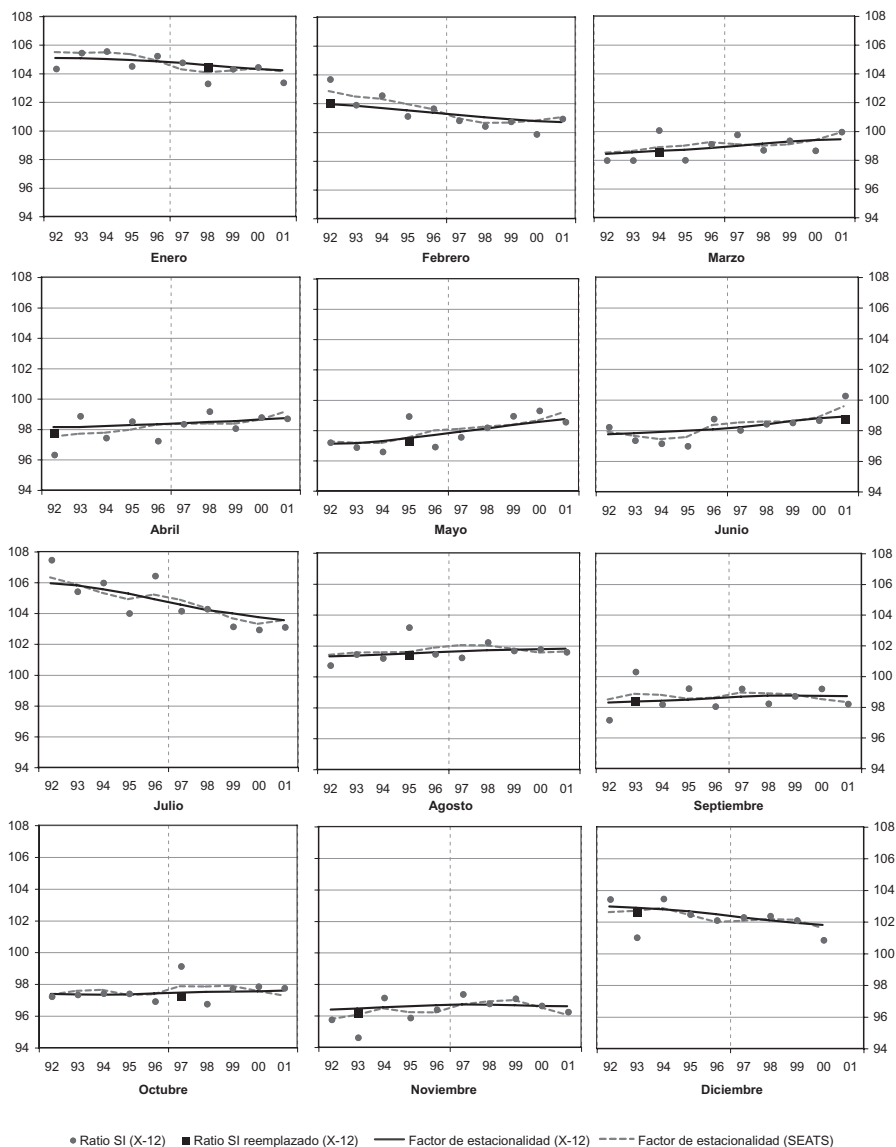
(1) Una estimación de x para el parámetro del regresor "Lunes" significa que un lunes adicional, comparado con el número de viernes, tiene en promedio un efecto mensual de $x\%$ en el circulante. Interpretaciones análogas resultan aplicables a los regresores "Día de Semana" y "Navidad".

El Gráfico 2 ilustra las estimaciones del factor estacional obtenidas con los dos métodos. Este factor es mucho más pronunciado que el efecto calendario. Ambos métodos reflejan, en general, el mismo grado de estacionalidad en todos los meses del año. Los resultados de ambos métodos muestran una tendencia hacia una menor magnitud de la estacionalidad de la serie de tiempo. Los factores de estacionalidad del método SEATS son ligeramente más volátiles que los del método X-12.

IV. Ajuste estacional durante la crisis

A fines de 2001 estalló una de las peores crisis políticas, económicas y sociales de la Argentina, que produjo una caída del PIB del 11% y una tasa de desempleo del orden del 25%. La pérdida de la confianza en el gobierno provocó una rápida fuga de dinero. Para evitar una corrida bancaria, el gobierno congeló *de facto* las cuentas bancarias. Este "corralito" se impuso en diciembre de 2001 y derivó en disturbios y manifestaciones en las calles, conocidos como "el Cacerolazo". A comienzos de 2002, el gobierno nacional declaró la cesación de pagos de su deuda y devaluó fuertemente el peso, adoptando un régimen de flotación administrada. Con anterioridad a esa fecha, Argentina tenía un régimen de tipo de cambio fijo conocido como "Plan de Convertibilidad". La salida de la Convertibilidad (paridad uno-a-uno entre el peso y el dólar de Estados Unidos) implicó una serie

Gráfico 2 / Ratios SI del X-12 y factores estacionales de X-12/SEATS, por mes



de medidas que afectaron a la industria bancaria, entre las que se destacaron la reprogramación de los depósitos a plazo fijo y la “pesificación” de depósitos y préstamos en dólares a distintos tipos de cambio. Además, al gobierno nacional le resultó muy difícil negociar con los gobiernos provinciales una estrategia para

sacar de circulación las cuasimonedas emitidas por dichas jurisdicciones. En consecuencia, un gran número de cuasimonedas siguieron circulando hasta mucho tiempo después de la crisis (hasta marzo de 2004). El impacto de estos eventos en la serie de billetes y monedas puede verse en el Gráfico 1.

¿Cómo debería enfrentarse una situación como ésta en el contexto del ajuste estacional? Las Pautas del ESS sugieren dos alternativas viables para ajustar estacionalmente los nuevos datos (Sección I). Una consiste en utilizar el ajuste concurrente parcial en el que los efectos extraordinarios de la crisis se explican mediante la introducción de *outliers*. La otra consiste en utilizar los factores estacionales y calendario proyectados en combinación con controles internos, es decir, un ajuste proyectado.

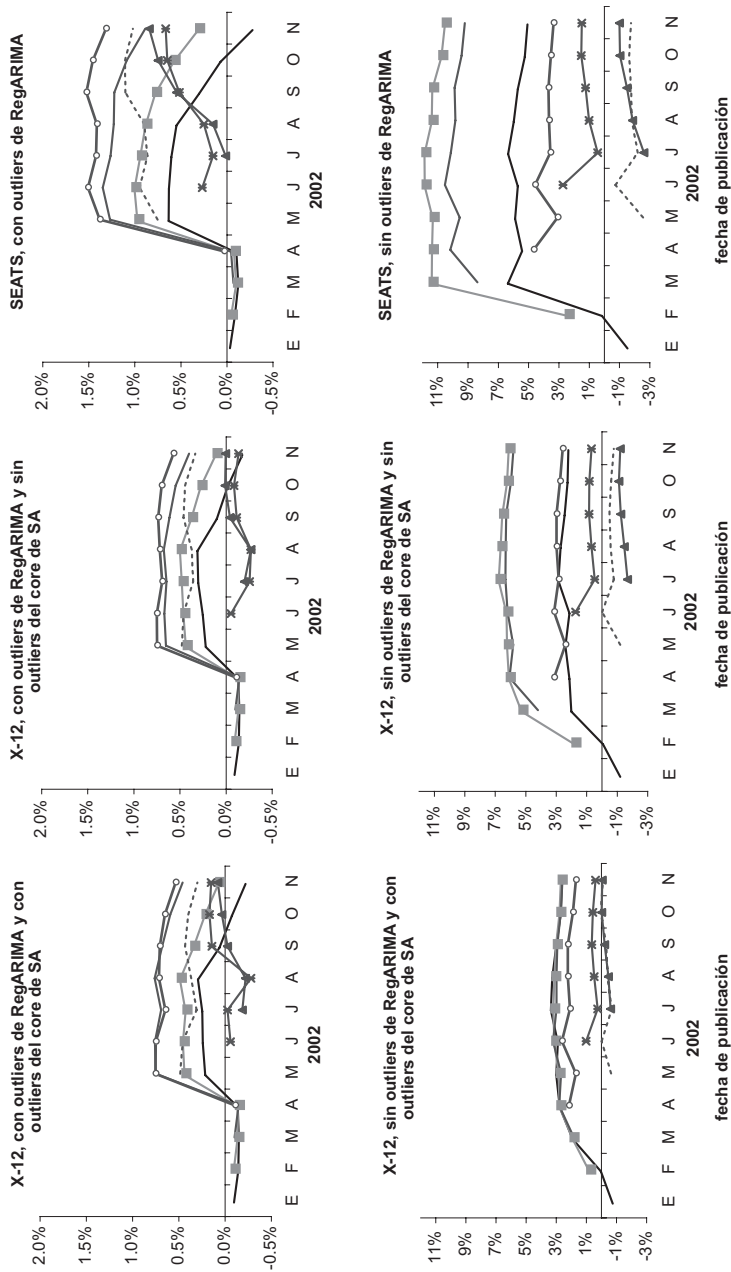
A continuación se analizan las revisiones de los ajustes concurrentes parciales con y sin *outliers* en la modelación RegARIMA y, sólo en el caso de X-12, en el *core* del ajuste estacional (SA, por sus siglas en inglés). El modelo se identifica sobre la base de los datos a noviembre de 2001. Siempre que se introduzcan valores atípicos de RegARIMA al modelo, se utilizarán los siguientes componentes identificados tanto en tiempo real como *ex post* (con valores *t* de aceptación de cuatro en términos absolutos, como mínimo): un cambio de nivel en diciembre de 2001, un *outlier* aditivo en enero de 2002, un *outlier* aditivo junto con un cambio de nivel en febrero de 2002 y un cambio de nivel en mayo de 2002. Aunque vuelven a estimarse los parámetros del modelo, su especificación se mantiene constante hasta la primera publicación de los datos de octubre de 2002, inclusive. Con los primeros datos publicados de noviembre de 2002, se revisa el modelo (Sección V). Las revisiones se calculan con la estimación concurrente como base, es decir, $\text{revisión} = \text{estimación posterior} / \text{primera estimación} - 1$, y revelan cómo cambia un determinado ajuste cuando se agregan más datos. Los datos antiguos no ajustados permanecen sin cambio, es decir, las revisiones no se calculan en tiempo real sino como en el procedimiento *History* automático derivado de X-12-ARIMA. Cuando se utiliza el ajuste proyectado, las revisiones necesariamente son cero dentro de un período de 11 meses. Por lo tanto, en este caso se comparan las estimaciones ajustadas estacionalmente que se basan en factores estacionales/calendario proyectados con las estimaciones del ajuste concurrente parcial de la Sección V.

El Gráfico 3 describe las revisiones del ajuste concurrente parcial con X-12 y SEATS, con y sin la modelación de *outliers*. Los gráficos tienen la fecha de

publicación de los datos en el eje X y las líneas representan las fechas de los datos desde noviembre de 2001 (último valor no influenciado por la crisis de Argentina) hasta mayo de 2002 (último valor influenciado por la crisis). Por ejemplo, consideremos la fecha correspondiente al dato de diciembre de 2001 (comienzo de la crisis). Digamos, a los fines de la exposición, que la primera estimación se publica en enero de 2002. Luego, aparece una nueva estimación en febrero de 2002, junto con la primera estimación de enero de 2002. La revisión del valor de diciembre de 2001 entre enero de 2002 (primera estimación) y febrero de 2002 y fechas posteriores (estimación posterior) está dibujada en el gráfico. Los paneles superiores muestran revisiones en las que se consideran los *outliers* de RegARIMA, mientras que los paneles inferiores ignoran la evidencia de esta clase de valores atípicos. En los paneles de la izquierda, las revisiones de X-12 incluyen la detección de valores extremos en el *core* del ajuste estacional, mientras que los paneles del medio ilustran las revisiones de X-12 sin *outliers* del *core* del ajuste estacional, y los paneles de la derecha muestran las revisiones de SEATS. Observemos el cambio de escala del eje Y en los paneles inferiores en comparación con los paneles superiores.

Cuando los valores atípicos se especifican de manera correcta en la modelación RegARIMA, las revisiones derivadas de los métodos X-12 y SEATS son similares, aunque el método X-12 genera revisiones menores que SEATS. A la inversa, si se ignoran los *outliers* de RegARIMA, entonces las revisiones aumentan enormemente. La necesidad de modelar los *outliers* es más evidente cuando consideramos el método SEATS sin los valores atípicos de RegARIMA: el modelo estimado es de escasa utilidad, si es que la tiene, y por lo tanto, SEATS no permite estimar el factor estacional de manera confiable. En algunos casos, SEATS no puede descomponer el modelo aceptablemente y debe reemplazarlo por un modelo que pueda descomponerse. En lo que respecta a las revisiones, la modelación de *outliers* de RegARIMA es más importante que la detección de valores extremos en el *core* del ajuste estacional de X-12. No obstante, el uso de los valores atípicos del *core* de ajuste estacional disminuye las revisiones, en especial si no se consideran los *outliers* de RegARIMA. Por último, hay sólida evidencia que indica que la estacionalidad está presente incluso en épocas de crisis. Dado que la legislación que rige el pago del medio aguinaldo no se modificó durante todo el período analizado, no se observaron cambios significativos en el patrón de estacionalidad de la serie (Sección III).

Gráfico 3 / Evolución de las revisiones de las primeras estimaciones ajustadas estacionalmente (en %)



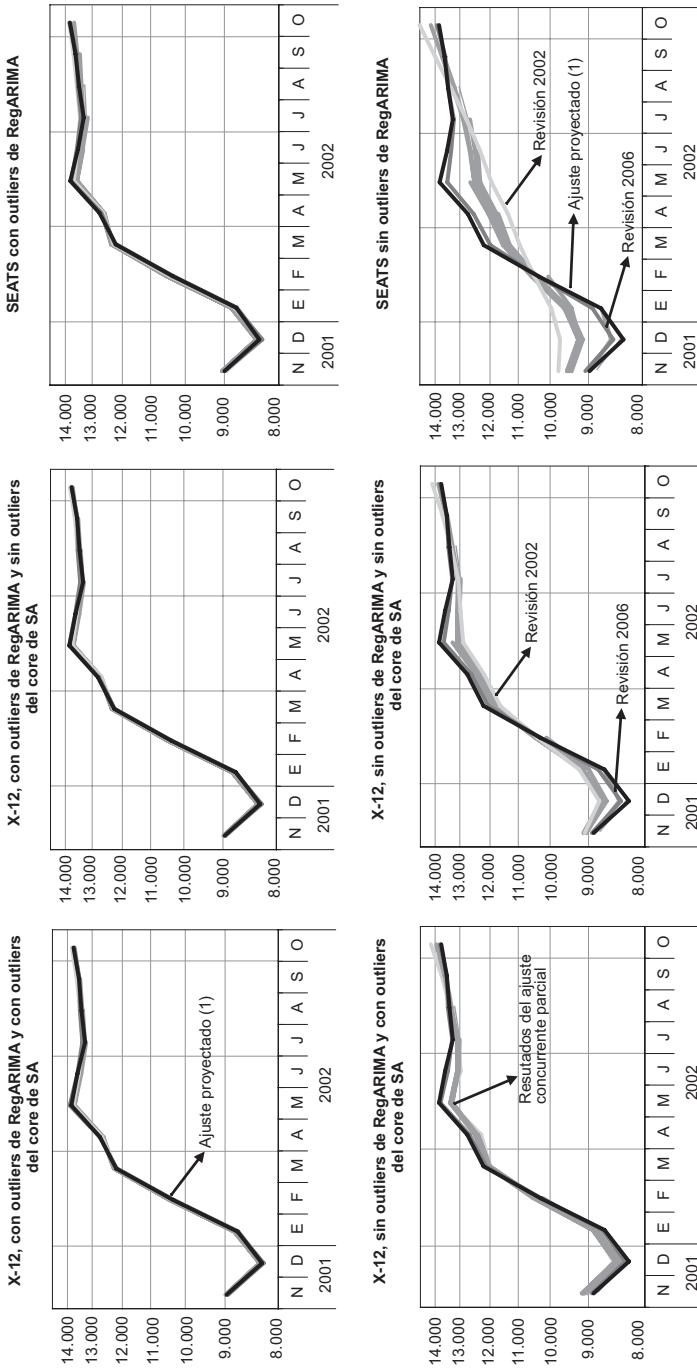
V. Ajuste estacional durante la crisis, análisis posteriores

A partir de mediados de 2002, los primeros signos de recuperación de la economía argentina comenzaron a ser visibles. El tipo de cambio se estabilizó, dando respaldo a un panorama positivo. El Banco Central de la República Argentina adoptó una política de acumulación de reservas y de saneamiento del sistema financiero. El peso devaluado permitió que las exportaciones argentinas fueran más competitivas en el exterior.

En este contexto, se revisó el modelo RegArima después de 12 meses con la primera publicación de datos de noviembre de 2002 y nuevamente a los cuatro años con la primera publicación de datos de noviembre de 2006. Aunque no se identificaron *outliers* adicionales después de la crisis, el modelo se modificó en 2002, pasando de $\ln(1 \ 1 \ 0)(1 \ 1 \ 1)_{12}$ a $\ln(0 \ 1 \ 2)(0 \ 1 \ 1)_{12}$, es decir, los términos AR no estacionales y estacionales, que implican una estructura $MA(\infty)$, se reemplazaron por dos términos MA no estacionales. En 2006, se revisó el modelo una vez más y pasó a ser $\ln(1 \ 1 \ 1)(1 \ 1 \ 1)_{12}$, una combinación de términos AR y MA estacionales y no estacionales, pero ahora sin una constante. La especificación X-12/SEATS no sufrió cambios. Sin embargo, si se omiten los valores atípicos desde el comienzo, los modelos pasan a ser $\ln(0 \ 1 \ 2)(0 \ 1 \ 0)_{12}$ y $\ln(1 \ 1 \ 0)(0 \ 1 \ 1)_{12}$, respectivamente, ambos sin la constante.

En el Gráfico 4 se comparan los resultados de los datos ajustados estacionalmente derivados del ajuste concurrente parcial con la estimación del ajuste proyectado utilizando factores estacionales/calendario proyectados sobre la base de los datos no ajustados hasta noviembre de 2001 inclusive. Los paneles están dispuestos de la misma manera que en el Gráfico 3. Mientras que los resultados de los datos del ajuste concurrente parcial que utilizan la modelación de *outliers* de RegARIMA son más parecidos a las cifras del ajuste proyectado, los datos estimados sin los *outliers* de RegARIMA podrían transmitir un mensaje equivocado durante la crisis y poco tiempo después de ella. Los resultados difieren de manera considerable entre sí y con respecto al pronóstico. Esto genera las fuertes revisiones antes mencionadas. Lo que es aún más problemático es que en varios casos cambia la dirección de la revisión. Sin embargo, una consecuencia notable es que, a largo plazo, los resultados de ambos ajustes son similares independientemente de que se modelen o no los valores atípicos. A pesar de esto, el ajuste estacional sin modelación de *outliers* produce en el corto plazo resultados muy distintos a los del largo plazo.

Gráfico 4 / Comparación entre el ajuste concurrente parcial y el ajuste proyectado (millones de pesos, en escala logarítmica)

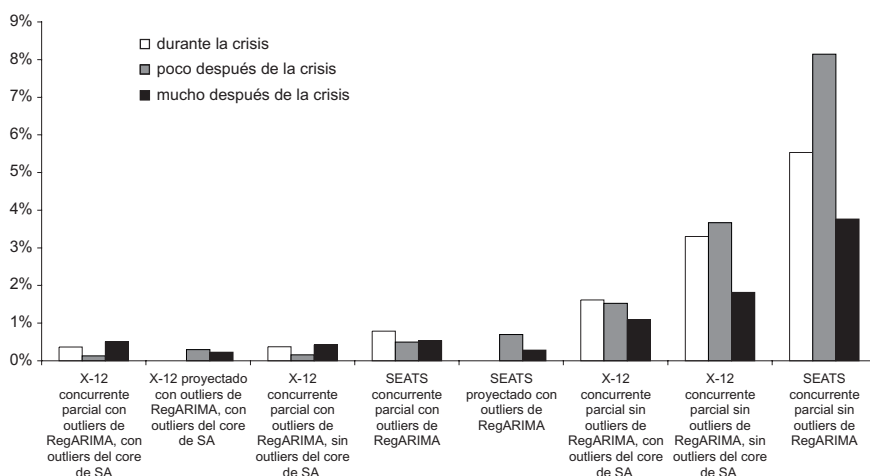


(1) Basado en los factores estacionales/catendario proyectados con los datos de noviembre de 2001.

Hay al menos dos explicaciones posibles de por qué los resultados de corto plazo sin la modelación de *outliers* son muy diferentes de los resultados finales, mientras que los resultados con modelación de valores atípicos son bastante similares, incluso en el corto plazo. En primer lugar, las estimaciones y pronósticos de RegARIMA están sesgados respecto de la estacionalidad de la serie si no se modelan los *outliers* en el corto plazo. Esto tiene un mayor impacto en el método SEATS que en X-12 porque la descomposición de SEATS se basa sólo en la modelación RegARIMA. En segundo lugar, en el corto plazo, los efectos de la crisis se asignan en parte a los factores estacionales más que a la tendencia-ciclo o al componente irregular, es decir, no siguen siendo plenamente visibles en los datos ajustados estacionalmente. Esta percepción errónea disminuye sólo en el largo plazo cuando se dispone de suficientes datos “normales” anteriores y posteriores a la crisis.

El diagrama de barras del Gráfico 5 compara las revisiones absolutas promedio de todos los ajustes estacionales analizados para el período de la crisis (diciembre de 2001 a mayo de 2002), durante, poco después y mucho después de la crisis. “Durante la crisis” representa las revisiones descritas en el Gráfico 3 sin las correspondientes al dato de noviembre de 2001. “Poco después” y “mucho después de la crisis” se refieren a las revisiones del modelo realizadas en 2002 y 2006, respectivamente. Lo llamativo es que las revisiones del ajuste concurrente parcial con los valores atípicos de RegARIMA y del ajuste proyectado, tanto para

Gráfico 5 / Revisiones absolutas promedio de los datos ajustados estacionalmente de diciembre de 2001 a mayo de 2002



X-12 como para SEATS siguen siendo bajas poco después y mucho después de la crisis. En cambio, las revisiones de X-12 y SEATS sin los *outliers* de RegARIMA aumentan poco después de la crisis desde un nivel ya elevado y, aunque disminuyen, siguen siendo altas mucho después de la crisis. Este efecto sólo puede atenuarse si al menos se utiliza la identificación de *outliers* del *core* del ajuste estacional de X-12.

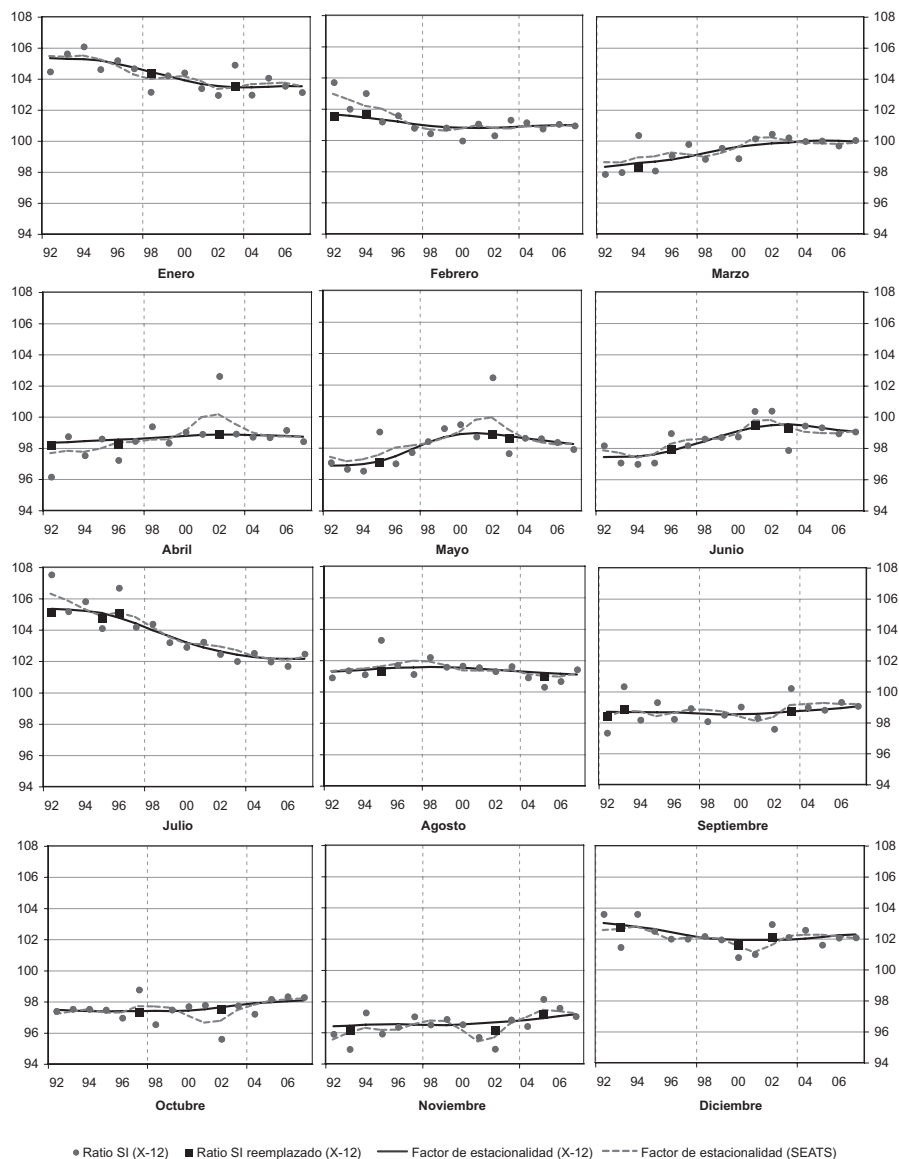
Finalmente, examinaremos si la estacionalidad experimentó cambios después de la crisis o si, por el contrario, el patrón estacional es similar al observado antes de la crisis, lo que significa que debería realizarse un ajuste estacional para todo el período. Podemos observar en el Gráfico 6 que la estacionalidad se extiende más allá de la crisis y que los picos y valles antes mencionados siguen siendo visibles después de la crisis a pesar del fuerte crecimiento de la serie.

VI. Implicancias para el ajuste estacional

Los resultados revelan que, en tanto existan razones para la continuidad de la estacionalidad, el ajuste estacional tiene sentido. Además, es importante identificar los *outliers* porque, de lo contrario, la estimación de los factores estacionales se distorsiona y deriva en grandes revisiones. Vale la pena enfatizar que la modelación de *outliers* al final de la serie de tiempo es un tema crucial. Los resultados señalan estimaciones muy diferentes en el corto plazo entre el ajuste estacional con y sin valores atípicos. No obstante, a medida que transcurre el tiempo, estas diferencias desaparecen y los resultados pasan a ser más similares en el largo plazo. En definitiva, los resultados preliminares obtenidos con la modelación de *outliers* durante la crisis son similares a los resultados finales, independientemente de que se identifiquen o no los *outliers* en el largo plazo. Entonces, una vez más, el ajuste estacional en el corto plazo sin tratamiento de valores atípicos difiere mucho de los resultados finales. Este hecho justifica la modelación de *outliers* desde el comienzo mismo de la crisis.

Las revisiones derivadas de ambas técnicas de ajuste son virtualmente las mismas si se tienen en cuenta los *outliers*. El ajuste proyectado se comporta tan bien como el ajuste concurrente parcial. Esto justifica la clasificación de ambos métodos como las mejores alternativas en las Pautas del ESS. De hecho, el ajuste estacional revela información importante para el análisis del ciclo económico de corto plazo porque indica las “novedades” en las series de tiempo, incluso en épocas de fuertes cambios económicos.

Gráfico 6 / Ratios SI de X-12 y factores estacionales de X-12/SEATS por mes



Referencias

Burdisso, T., Blanco, E. y Sardi, M. (2010), “El ajuste estacional y los efectos del calendario doméstico en un agregado monetario para Argentina”, *Ensayos Económicos* N° 57-58, BCRA, enero-junio, pp. 145-186.

Eurostat (2009), *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*, Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-RA-09-006/EN/KS-RA-09-006-EN.PDF.

Findley, D., Monsell, B., Bell, W., Otto, M. y Chen, B.-C. (1998), “New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Adjustment Program”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 127-152.

Gómez, V. y Maravall, A. (1996), “Programs TRAMO and SEATS: Instructions for the User”, Banco de España, Versión Beta: noviembre de 1997.

Ladiray, D. y Quenneville, B. (2001), *Seasonal Adjustment with the X-11 Method, Lecture Notes in Statistics*, 158, Nueva York, NY: Springer.

US Census Bureau (2009), *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*, Versión 0.1 (Beta).